



Fire Sales, Fondos de Pensiones e Impacto en el Mercado de Capitales

TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE DOCTOR EN ADMINISTRACIÓN DE NEGOCIOS.

Alumno : Jaime Bastías Chian.

Profesor guía : José Luis Ruiz V., PhD.

Santiago, diciembre de 2020.

Índice

CAPÍTULO 1: INTRODUCCIÓN GENERAL.....	2
CAPÍTULO 2: CONTEXTO Y FIRE SALES.....	10
CAPÍTULO 3: REVISIÓN DE LITERATURA E HIPÓTESIS.....	12
CAPÍTULO 4: ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA.....	25
CAPÍTULO 5: MODELOS Y RESULTADOS.....	28
CAPÍTULO 5.1: FIRE SALES AND VOLATILITY: THE CHILEAN CASE.....	28
CONCLUSIONES.....	34
CAPÍTULO 5.2: FIRE SALES AND ILLIQUIDITY: THE CASE OF THE CHILEAN PENSION FUND ADMINISTRATORS.....	35
CONCLUSIONES.....	40
CAPÍTULO 5.3: EQUITY FIRE SALES AND HERDING BEHAVIOR ON PENSION FUNDS:.....	42
CONCLUSIONES.....	49
CAPÍTULO 6: DISCUSIÓN DE RESULTADOS Y CONCLUSIONES GENERALES.....	51
REFERENCIAS.....	59
TABLAS Y FIGURAS.....	69

Capítulo 1: Introducción General

Cambios regulatorios repentinos pueden afectar fuertemente la composición de los portafolios de inversionistas institucionales y con ello generar fuertes impactos en los mercados de capitales. La evidencia de efectos colaterales provenientes de shocks regulatorios sobre inversionistas institucionales es reducida y permiten estudiarlos bajo el tratamiento de quasi-experimentos naturales. Recomendaciones de analistas publicadas en la prensa, cambios regulatorios, exposición de los desempeños de los activos en los medios de comunicación, noticias de alta connotación social, permiten analizar los impactos sobre los inversionistas individuales (Greene & Smart, 1999; Foucault et al., 2011; Jung et al., 2013, Heimer & Simsek, 2019; Kumar et al., 2020; Peress & Schmidt, 2020). Los trabajos que relacionan inversionistas institucionales y Fire Sales proveniente tras un shock regulatorio son reducidos en la literatura dado en general el poco margen de contar con un shock puro. Un ejemplo es el trabajo de Larraín et al. (2017) donde se focalizan en analizar el impacto sobre los precios de los activos en renta variable que se ejerció con la venta súbita de acciones por parte las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP) en Chile tras un oficio regulatorio que las obligó a deshacerse de los excesos de renta variable que mantenían en sus fondos administrados. Los autores analizan el tiempo de duración del shock y las características que poseían las acciones transadas en la venta por parte de estos inversionistas.

Nosotros utilizamos el mismo shock regulatorio para analizar los posibles efectos colaterales sobre el mercado de valores (pequeño y poco profundo), en particular su posible impacto sobre la iliquidez-liquidez y volatilidad de los activos transados por las AFP y la posible incidencia del herding entre ellas en la venta súbita. Donde en un Fire Sales los gestores se ven

forzados a vender activos con altos descuentos ya que no hay mercado suficiente para comprarlos a precios justos (Dow & Han, 2018).

Lo anterior cobra importancia dado el gran tamaño de este tipo de inversionistas que administraban a octubre de 2007 el equivalente al 67% del PIB lo que podría ocasionar grandes distorsiones en el mercado local accionario.

Objetivo general

Evaluar posibles efectos colaterales en el mercado accionario chileno ocasionado por la venta súbita de activos por parte de las Administradoras de Fondos de Pensiones tras un shock regulatorio que las obliga a deshacerse de los excesos de inversión en renta variable que mantenían en sus fondos administrados.

Objetivos específicos

- a) Evaluar el efecto del cambio de propiedad accionaria de inversionistas institucionales y su posible repercusión en la volatilidad de los retornos de las acciones transadas.
- b) Evaluar el efecto del cambio de propiedad accionaria de inversionistas institucionales y su posible repercusión en la iliquidez de los activos transados, junto con asimetrías de información.
- c) Evaluar si la presencia de herding behavior en estos inversionistas institucionales puede profundizar los efectos de la venta súbita.

Brechas en la literatura y aportes de los estudios realizados

- 1) El estudio sobre la relación entre propiedad de los inversionistas institucionales y volatilidad de los retornos tiene resultados mixtos, presentando una relación mayoritariamente positiva en los países desarrollados (Sias, 1996; Xu & Malkiel, 2003; Dennis & Strickland, 2004; Faugère & Shawky, 2003; Gabaix et al., 2006), no hay evidencia mayoritaria en la relación entre ambas variables (Fernández, 2014; Ikizlerli, 2019) o presentan una relación negativa en los mercados emergentes (Zhuosi, 2006; Bohl et al., 2009; Li et al., 2011; Thomas et al., 2014; Vo, 2016; Alda & Marco, 2017) en este caso se puede desprender que los inversionistas institucionales estabilizan los mercados. Por otra parte, la literatura de shocks regulatorios de fondos de pensiones sobre la valoración de activos es escasa (Bohl et al., 2009; Larrain et al., 2017), en particular el impacto de la propiedad de fondos de pensiones sobre la volatilidad de los retornos en economías emergentes en un contexto de venta forzada pudiendo desestabilizar el mercado local.

Los aportes de este trabajo a la literatura los podemos resumir como: evaluamos el posible impacto de la propiedad de fondos de pensiones sobre la volatilidad de los retornos en economías emergentes en un contexto de venta forzada, segundo, aportamos a la literatura de los Fire Sales en inversionistas institucionales, y principalmente, a la escasa literatura de shocks regulatorios de fondos de pensiones sobre la valoración de activos.

- 2) La relación entre el impacto de la propiedad institucional y liquidez depende del tipo de economía en estudio (desarrollada o emergente), del horizonte de inversión del

inversionista (corto o largo plazo; García & Sanjuan, 2016; Lei et al., 2018), del tipo de inversionista (bancos, fondos de cobertura, fondos mutuos, fondos de pensiones, etc.; Boujelbene et al., 2014) y del efecto neto entre las asimetrías de información, los costos de transacción y las señales que envía al mercado un mejor gobierno corporativo con mayor monitoreo y disminución de las asimetrías de información (Heflin & Shaw, 2000; Rubin, 2007; Agarwal, 2007; Jacoby & Zheng, 2010; Jiang et al., 2011; Luong et al., 2015; Ajina et al., 2015). Dado que los fondos de pensiones son inversionistas de largo plazo, que sus fondos crecen con el tiempo y que están bajo un shock regulatorio que las obliga a vender activos de renta variable esperamos que dos efectos compitan entre sí, por un lado, que exista una disminución de la iliquidez de los activos debido al aumento de las transacciones de activos y disminución de las asimetrías de información con la consiguiente disminución de los costos de transacción, y por el otro, un aumento de la iliquidez debido a la disminución de la propiedad institucional dentro de la firma que genera una mala señal para el mercado, y en particular, para los inversionistas menos informados debido al posible deterioro de los gobiernos corporativos, el aumento de la asimetrías de información y el aumento de los costos de transacción. Así este shock regulatorio nos da una oportunidad única para evaluar el impacto del cambio de propiedad de inversionistas institucionales sobre la iliquidez de los activos en una economía pequeña, poco profunda y donde estos inversionistas pueden afectar de manera significativa el mercado accionario local, además de analizar si la decisión del ente regulador tuvo algún impacto no deseado sobre la valoración de los activos.

En este segundo trabajo aportamos a la literatura de los Fire Sales en inversionistas institucionales, shocks regulatorios e impacto sobre los activos. Segundo, se evidencia que el incremento de las asimetrías de información genera pérdidas de valor de los activos

transados. Finalmente, se evidencia que los activos con mayores presiones de venta y de asimetrías de información ven aumentada su iliquidez, lo que se traduce en que inversores institucionales se deshacen de aquellos activos menos valiosos generando un problema de selección adversa para otros inversionistas.

- 3) Nuestro trabajo profundiza el trabajo de Larrain et al. (2017) de este experimento quasi-natural de venta súbita tras un shock regulatorio proponiendo que la presencia de herding behavior evidenciado en estos inversionistas institucionales en Chile (Bravo & Ruiz, 2015; Olivares, 2008; Villatoro, 2009) puede profundizar los efectos de la venta súbita.

Este tercer trabajo aporta a la literatura en que el shock regulatorio hace muy distinguible el estudio de los impactos puros del efecto del fire sale en los precios de las acciones transadas y como estos se alejen de su fundamento. Segundo, herding behavior ha sido crecientemente investigado en los últimos años debido al incremento de la presencia de inversionistas institucionales y los elevados montos de recursos que pueden administrar en los distintos mercados financieros. A su vez, fire sales en presencia de herding no ha sido explorado en la literatura. Tercero, se estudia si la participación de las AFP en la propiedad de las firmas, la amplitud de la propiedad y las diferencias de opinión entre los inversores institucionales son relevantes en la asignación de la cartera en una economía emergente.

Enfoque metodológico

El enfoque metodológico se basa en el estudio de evento del 26 de octubre de 2007 donde la Superintendencia de Administradoras de Fondos de Pensiones envió el Oficio N° 16.373 a todas las AFP, donde les señala que deben ceñirse a lo dictado por ley en lo referente a los límites máximos de renta variable que pueden mantener en sus carteras de inversión y que deberán

deshacerse del exceso reportado dentro del plazo de un año. Las AFP reaccionaron de manera inmediata, lo que se tradujo en un shock de oferta o venta súbita con repercusiones en los precios de los activos financieros transados.

Para evaluar los efectos de este shock regulatorio sobre la volatilidad e iliquidez de los retornos de los activos transados se divide la muestra entre empresas tratadas (valor de presión menor al promedio) y no tratadas (valor de presión superior al promedio) a noviembre de 2007. Se comparan los niveles de volatilidad e iliquidez, por separado, antes y después del shock regulatorio para aquellas acciones afectadas. Para controlar otros factores no atribuibles al shock regulatorio se seleccionan empresas similares en septiembre de 2007 como grupo de control provenientes de las empresas no tratadas, utilizando un método de emparejamiento a través del propensity score matching con las variables de control logaritmo de la capitalización de mercado del activo ($\ln cap$) y el promedio móvil de la presencia bursátil del activo en los últimos 6 meses ($propb$). Posteriormente utilizando un modelo logit se estratifican a los individuos en cuatro bloques de acuerdo a su puntaje de propensión, buscando sólo un vecino más cercano sin reposición con puntaje de propensión para ajustar las diferencias observables previas entre los grupos de tratados y de control, incorporamos la distancia máxima que se puede considerar como vecino más cercano siguiendo a Austin (2011).

Utilizamos un proxy de actividad de las transacciones de las AFP definida como *Presion*, siguiendo los trabajos de Coval & Stafford (2007) y Larrain et al. (2017). Esta variable corresponde a la variación de la cantidad de acciones propiedad de una AFP entre t y $t-1$ dividido por la cantidad de acciones en circulación u outstanding, en los casos de estudio de la volatilidad de los retornos e iliquidez de los activos se agregan la cantidad de acciones de todas las AFP obteniéndose una presión total, en cambio en el estudio de herding se mantiene la presión por AFP-accion.

Además, usamos el modelo propuesto por Koch (2017) para el estudio de herding, que plantea que los portafolios poseen una posición o localización en el espacio-acción que es determinado por sus ponderaciones en acciones, así cambios en sus ponderaciones traen consigo cambios en la posición, y por ende, en la posición del portafolio y el movimiento de la dirección puede ser medida respecto de sus pares.

Breve descripción de los trabajos de tesis

Paper 1: Fire sales and volatility: The Chilean case

Se evalúan los efectos sobre la volatilidad de los retornos de acciones que pudo originar la venta súbita de activos por parte de las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFPs) en Chile tras un shock regulatorio que las instruye a deshacerse del exceso de stock invertido en renta variable. Dado el shock quasi-experimental, procedemos con el análisis por medio de la metodología de diferencias en diferencias, donde evidenciamos que la volatilidad aumentó entre los activos tratados, con presiones de venta menores que el promedio de los activos en 2007m11, versus las de control, provocándose un efecto desestabilizador entre ellas al ser transadas en el mercado accionario local. La evidencia sugiere que las AFPs contribuyen a estabilizar el mercado en aquellas acciones que mantienen o compran, dadas sus ventajas en el monitoreo, economías de escala y reducción en los costos de transacción. Sin embargo, sí contribuyen a desestabilizar el mercado accionario al momento de liquidar activos, en un contexto en el que además casi todos los participantes actuaron de forma inmediata.

Paper 2: Fire sales and illiquidity: The case of the Chilean Pension Fund Administrators

Se evalúan los posibles efectos de iliquidez de activos de renta variable que pudo originar la venta súbita de activos por parte de las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP) en una economía emergente, el caso particular de Chile. Para analizar iliquidez utilizamos la metodología de diferencias en diferencias antes y después de un shock regulatorio realizado por el ente rector en esta industria, la Superintendencia de AFP, donde encontramos evidencia que la iliquidez de los activos tratados vs control, en distintas especificaciones y modelos propuestos, sufrieron un incremento estadísticamente significativo en dicha variable, aquellos activos con mayores asimetrías de información fueron las más afectadas y dicho incremento duró aproximadamente cinco meses. Además evidenciamos que la mejora en liquidez debido a la mayor cantidad de transacciones y disminución de las asimetrías de información debido a la menor concentración de las AFP en la propiedad de la firma no compensa la mala señal hacia el mercado del posible empeoramiento del gobierno corporativo debido a la baja de monitoreo, empeoramiento de la transparencia de la información que conlleva el incremento de las asimetrías de información, costos de transacción y la consiguiente pérdida de valor del activo. Lo anterior, generado como un efecto colateral no deseado sobre el mercado de capitales debido a la intervención del ente regulador de los fondos de pensiones.

Paper 3: Equity Fire Sales and Herding Behavior on Pension Funds: An Emerging Economy

Evidence

Se evalúa el impacto de un fire sale, debido a un shock regulatorio, en una economía emergente con fuerte presencia de inversionistas institucionales (AFP) que invierten en un contexto de herding behavior. La muestra consiste de un panel de gestores de fondos de pensiones y acciones que mantenían en sus portafolios. Se evidencia que en la toma de decisiones

de ventas de las gestoras influyen el herding de la industria y características de la propiedad accionaria, tales como el tamaño de la participación, la amplitud de propiedad y la iliquidez accionaria. Estos resultados son relevantes para los policymakers y para los participantes del mercado de capitales a la hora de analizar los portafolios de los fondos de pensiones.

Capítulo 2: Contexto y Fire Sales

Chile tiene un sistema de pensiones basado en contribuciones definidas las que se depositan en cuentas individuales, donde instituciones privadas llamadas Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP) se encargan de recaudar, registrar, invertir y pagar pensiones bajo la modalidad de retiros programados. Las AFP gestionan recursos por US\$ 200,000 millones de dólares a Julio de 2020, que equivalen al 82% del PIB de Chile, lo que las transforman en los principales inversores institucionales en el país. Estas instituciones se encuentran reguladas por la Superintendencia de Pensiones, la cual define por medio de circulares y normas su funcionamiento. En materia de inversiones, las AFP gestionan 5 fondos los que varían acorde los porcentajes máximos y mínimos en renta variable permitidos por ley. Es así como el fondo A (más riesgoso), Fondo B (riesgoso), Fondo C (Balanceado), Fondo D (conservador) y el fondo E (más conservador) pueden invertir en renta variable hasta un máximo del 80%, 60%, 40%, 20%, y 5% del valor del fondo, respectivamente. El ente regulador emite el Oficio N° 16.373 el 26 de octubre de 2007 instruyendo a las AFP a volver a los límites en renta variable establecidos por ley en un horizonte a un año, dado que se encuentran excedidas en sus inversiones. Lo anterior gatilló una venta súbita de acciones por parte de las administradoras, lo que en una economía emergente y pequeña puede ocasionar grandes problemas de iliquidez en títulos transados. Cabe mencionar que al momento del oficio el límite de renta variable del Fondo E era un 0%. A octubre de 2007, los recursos gestionados por las AFP eran US\$116,245 millones de dólares,

equivalentes a un 67% del PIB de ese año. En la Figura 1 podemos observar cómo previo al inicio las administradoras se encontraban excedidas principalmente en los Fondos B, C y D en sus carteras permitidas de renta variable que eran 60%, 40% y 20%, respectivamente. El impacto de la reducción fue más fuerte en los primeros seis meses y luego vuelven a estar muy cercanas al tope de inversión permitido de cada fondo en renta variable.

Un Fire Sale se asocia a la liquidación de activos a un precio menor de sus fundamentos (Shleifer & Vishny, 1992; Shleifer & Vishny, 2011). Lakonishok et al. (1992) plantean que los inversionistas institucionales desestabilizan los precios de las acciones, lo que significa que los precios se alejan de los valores fundamentales, aumentando la volatilidad de los precios a largo plazo. Adicionalmente, la desestabilización de precios puede agravarse en caso de herding en inversiones, lo cual ha sido evidencia en los fondos de pensiones en Chile (Bravo & Ruiz, 2015; López & Walker, 2020; Olivares, 2008; Villatoro, 2009). Estas ventas súbitas pueden dar espacios al arbitraje, lo cual es riesgoso y limitado (Shleifer & Summers, 1990).

La evidencia de fire sales hace referencia a quasi-experimentos naturales, ya sea por recomendaciones de analistas publicados en la prensa, cambios regulatorios, exposición de los desempeños de los activos en los medios de comunicación, noticias de alta connotación social, donde se pueden analizar los impactos sobre los inversionistas individuales (Greene & Smart, 1999; Foucault et al., 2011; Jung et al., 2013; Heimer & Simsek, 2019; Kumar et al., 2020; Peress & Schmidt, 2020). La evidencia de fire sales en fondos de pensiones es reducida, siendo Larraín et al. (2017) uno de los trabajos donde se focalizan en analizar el impacto sobre los precios de los activos, el tiempo que dura el shock y qué características poseían los activos que vendieron estos inversionistas.

Capítulo 3: Revisión de literatura e Hipótesis

La venta súbita al no seguir los fundamentales, incrementa la volatilidad idiosincrática (VI). En nuestro caso la relacionamos con la desviación standard de los residuos del modelo de tres factores de Fama y French (2004), utilizados en Ang et al. (2006), Ang et al. (2009) y Tan & Liu (2016). Por su parte, Drew et al. (2006) la definen como la diferencia entre el riesgo total (varianza de los retornos) y el riesgo sistemático de la acción (beta de la acción multiplicada por la varianza del índice). Campbell et al. (2001) señalan que existe un notable incremento de la volatilidad a nivel de firma relativo a la volatilidad de mercado y que la tendencia al alza de la VI relativo a la volatilidad de mercado implica una disminución entre las correlaciones de los retornos de las acciones individuales en el tiempo. Drew et al. (2006) intentando de responder si la VI es útil para explicar la variación en los retornos esperados y si la evidencia encontrada puede ser explicada por el efecto de cambio de año, encuentran que el modelo de tres factores entrega una mejor descripción de los retornos esperados que el CAPM, es decir, se evidencia que el tamaño de la empresa y la volatilidad idiosincrática están relacionados con los retornos de los activos, las empresas más pequeñas obtienen retornos más elevados ya que poseen una mayor VI, y que los resultados son robustos para el periodo completo de la muestra. Por otra parte, Ang et al. (2009), la relación es que las acciones con una alta VI recién pasada tienden a poseer rendimientos menores que las acciones con una baja VI recién pasada. Brandt et al. (2009) y Aabo et al. (2017), evidencian que los patrones de VI son más fuertes entre las acciones que poseen mayor concentración de inversionistas individuales, lo que se debería a que éstos las prefieren por su sesgo a especular (Han & Kumar, 2008).

La literatura ha relacionado la volatilidad de los retornos con la propiedad de los activos, inversionistas institucionales e individuales, así el impacto de la propiedad de los activos en

manos de inversionistas individuales generaría un aumento de la volatilidad, por ejemplo, Foucault et al. (2011) analizan una reforma en el mercado accionario francés que elevaba los costos de transacciones especulativas de los inversionistas individuales, así esperan que las acciones que dejan de estar en manos de este tipo de inversionistas deberían bajar su volatilidad. Utilizando una extensión del modelo De Long et al. (1990) evidencian que existe una relación causal positiva entre la actividad de las transacciones de los inversionistas individuales y la volatilidad, además con la extensión del modelo concluyen que si todos estos inversionistas individuales fueran sofisticados o informados los resultados deberían ser opuestos a los encontrados, siendo este último nuestro caso. Esta evidencia reafirma la relación positiva entre propiedad de accionistas individuales y volatilidad, De Long et al. (1990), Brown (1999), Brandt et al. (2009), Han & Kumar (2013) y Yepes-Henao et al. (2018).

Por otra parte, la evidencia encontrada en economías emergentes y países de la OCDE de la relación entre volatilidad y propiedad de inversionistas institucionales es negativa, Zhuosi (2006) en el mercado chino, Vo (2016) en Vietnam, Yepes-Henao et al. (2018) en Colombia y Che (2018) Noruega. En particular, cuando estos inversores son fondos de pensiones, Bohl et al. (2009) concluyen que los fondos de pensiones en Polonia reducen la volatilidad del mercado de valores sugiriendo que la presencia de estos inversores tienen un efecto estabilizador, Thomas et al. (2014), en un panel de 34 países OCDE, concluyen que la presencia de los fondos de pensiones ha sido beneficiosa para los mercados financieros de las economías de los países OCDE, contribuyendo a la disminución de la volatilidad de los mercados accionarios, Alda & Marco (2017), incluyen ocho economías europeas en su estudio, donde los fondos de pensiones poseen una relación negativa y estadísticamente significativa entre volatilidad de mercado y los retornos de los fondos de pensión en el corto y largo plazo, demostrando que estos inversores ayudan a la estabilidad de los mercados, no obstante, existe una relación negativa sólo en corto

plazo entre volatilidad de mercado y la cantidad de activos de los fondos de pensiones como fracción del GDP. En cambio, trabajos como los de Fernández (2014) e Ikizlerli (2019), no encuentran evidencia contundente que estas instituciones jueguen un rol desestabilizador en los mercados, el primer caso analiza el impacto en la volatilidad de los retornos de 42 firmas que se transan activamente y la propiedad en manos de las AFPs, el segundo, estudia el impacto de las transacciones de inversionistas institucionales sobre la volatilidad de los retornos en el mercado coreano, por el contrario, ambos estudios encuentran evidencia que las compras netas de estos inversionistas tienen una relación positiva sobre la volatilidad.

Es así como nuestras hipótesis a ser testeadas son:

H1: El shock regulatorio genera una venta súbita por parte de las AFP que ocasiona un aumento de la volatilidad de los retornos entre las empresas tratadas vs de control.

H2: Aumenta la volatilidad de las acciones que se desprenden las AFP dada la señal de empeoramiento de gobiernos corporativos tras la menor participación accionaria de éstas.

Nuestras hipótesis se basan en que el shock regulatorio genera una venta súbita por parte de las AFPs, aumentando las transacciones y el cambio de propiedad de los activos liquidados genera un efecto sobre la volatilidad de los activos. El mecanismo a través del cual operan nuestras hipótesis es que *Presion* tiene una relación con la volatilidad de los retornos, ocasionando un aumento en la volatilidad de dichos activos.

Al analizar la literatura que aborda la liquidez-iliquidez de los activos encontramos a Amihud & Mendelson (1986) es un trabajo pionero en sugerir que gestores de inversión deben considerar aspectos de riesgo, liquidez y horizonte de inversión de los activos donde invierten los fondos de sus clientes. Los autores concluyen que las inversiones poco líquidas generan mayores retornos y que un horizonte de inversión de más largo plazo mitiga el costo de iliquidez del

activo. Se plantea el concepto de iliquidez de un activo como su nivel de dificultad en ser transado, siendo medido como el costo total de transacción y cuya componente principal es el bid-ask spread del activo (Amihud & Mendelson, 1986, 1988). Las fuentes de iliquidez provienen de los costos exógenos de transacción (tales como cargos de corretajes, costos de procesamiento de ordenes o impuestos a las transacciones), presiones de demanda y riesgo de inventario, información privada y la dificultad de encontrar una contraparte para transar un activo, donde todos estos costos de iliquidez deberían afectar el precio de los activos si los inversionistas requieren una compensación para comprarlos (Amihud, 2006). Mientras la cantidad de trabajos en esta área crece, también lo hace la forma de medir la liquidez-iliquidez y su impacto sobre los retornos esperados. Evidencia de relación negativa (positiva) entre liquidez (iliquidez) y retornos esperados de los activos ha sido expuesta en economías desarrolladas (Brennan & Subrahmanyam, 1996; Brennan et al., 1998; Datar et al., 1998; Chordia et al., 2001; Amihud, 2002; Hasbrouck, 2009; Chang et al., 2010; Chiang & Zheng, 2015) y en economías emergentes (Lesmond, 2005; Bekaert et al., 2007; Batten & Vo, 2014; Gniadkowska-Szymańska, 2017; French & Taborda, 2018).

Así, por ejemplo, Amihud & Mendelson (1986) miden la liquidez a través del bid-ask spread, Datar et al. (1998) usan la tasa de rotación de las acciones, definiéndola como el número de acciones transadas como fracción del número de acciones en circulación, así encuentran que los retornos accionarios presentan una fuerte relación negativa con sus tasas de rotación. Amihud (2002), evidencia que la iliquidez esperada de mercado tiene un efecto positivo y significativo sobre el exceso de retorno ex-ante accionario, la iliquidez no esperada posee un efecto negativo y significativo sobre el retorno, los efectos de la iliquidez esperada y no esperada son más pronunciados en portfolios de acciones más pequeñas, finalmente, el exceso de retorno accionario es debido, en parte, al premio por iliquidez de la acción comparado con lo bonos del Tesoro.

Pastor & Stambaugh (2003) encuentran evidencia que las acciones que están más expuestas a las fluctuaciones de la liquidez de mercado poseen mayores retornos esperados. Ampliando los estudios sobre la relación entre liquidez (iliquidez) y retornos esperados, Chiang & Zheng (2015) concluyen que existe una correlación positiva entre exceso de retorno e iliquidez, la relación positiva entre exceso de retorno y la iliquidez se comprueba para la mayoría de los países del G-7.

French & Taborda (2018), estudian las cinco economías más grandes de Latinoamérica, analizan la relación entre iliquidez-liquidez a nivel de firma y retornos, concluyendo que la liquidez (iliquidez) esta positivamente (negativamente) relacionada con los retornos, las explicaciones se centran en que la diversificación compensa los efectos de la iliquidez, mayor liquidez implica mayor control corporativo por parte del mercado mejorando el gobierno corporativo y los retornos.

Podemos inferir de la literatura revisada que, la discusión acerca de la relación entre las distintas aproximaciones para medir liquidez-iliquidez y su relación con los retornos accionarios esperados posee variados resultados, centrándose en una relación mayoritariamente positiva (negativa) entre iliquidez (liquidez) y retornos esperados para economías desarrolladas y en una relación aún difusa para economías emergentes pero con resultados que tienden a exhibir una relación opuesta a los mercados desarrollados, mayor claridad hay en que la iliquidez-liquidez es un factor valorado en los mercados y uno de los mejores proxies para medir iliquidez es aquel propuesto por Amihud (2002) acorde diferentes estudios (Lesmond, 2005; Goyenko et al., 2009; Fong et al., 2017).

La evidencia del impacto sobre la liquidez-iliquidez de los activos en un Fire Sales es amplia en inversionistas individuales (Bloomfield et al., 2009; Foucault et al., 2011; Blume & Keim, 2012; Jung et al., 2013; Wang & Zhang, 2015; Heimer & Simsek, 2019; Peress &

Schmidt, 2020), mientras que en inversionistas institucionales se centra en fondos mutuos (Coval & Stafford, 2007; Jotikasthira et al., 2012; Khan et al., 2012; Koch et al., 2016; Edelen et al., 2016; Honkanen & Schmidt, 2017; Huang et al., 2017; Chernenko & Sunderam, 2020; Cao et al., 2018). El trabajo de Larraín et al. (2017) es pionero en analizar sobre fondos de pensiones.

La evidencia que vincula la propiedad institucional con liquidez de los activos aún es difusa en sus resultados, para explicar sus resultados relaciona la teoría de microestructura y beneficios de mejores gobiernos corporativos. Así, la hipótesis de selección adversa y el aumento de las asimetrías de información implica un incremento de los costos de transacción, en cambio, la hipótesis de liquidez o de transacciones genera una disminución de los costos de transacción además del aumento de la liquidez debido a los altos montos transados por estos inversionistas, por último, la capacidad de monitoreo, la mejora en la divulgación y transparencia de la información y la disminución de los problemas de agencia son atribuibles a la mejora de los gobiernos corporativos que genera una señal valorada positivamente por el mercado y en los posibles inversionistas menos informados, afectando positivamente la liquidez de los activos. Heflin & Shaw (2000) encuentran que a mayor propiedad de grandes accionistas se disminuye la liquidez de las acciones de la firma. Sin embargo, grandes accionistas conllevan aumento de control y monitoreo sobre las firmas, disminuyendo los costos de agencia. Rubin (2007) constata que la liquidez tiende a aumentar con el nivel de la propiedad institucional, pero tiende a disminuir con la concentración institucional. Análogamente, Jacoby & Zheng (2010) concluyen que la dispersión de la propiedad afecta positivamente la liquidez de los activos y que la concentración de la propiedad genera un daño sobre la misma. Agarwal (2007) plantea que las ventajas de información pueden afectar la liquidez de dos formas: selección adversa, que aumenta las asimetrías de información; y eficiencia de la información, que crea mayor competencia entre los inversionistas. Estos dos efectos interactúan entre sí, donde para bajos niveles de propiedad

institucional la eficiencia de la información domina la selección adversa y se obtiene un aumento en la liquidez de los activos gracias a la disminución de los costos de transacción. Si se incrementa la participación de los inversionistas institucionales en la propiedad, se afecta negativamente la liquidez dado el aumento de las asimetrías de información. Jiang et al. (2011) concluyen que compañías con mayores participaciones en su propiedad por parte de inversionistas institucionales poseen mayor liquidez accionarias, un buen monitoreo realizado por los inversionistas institucionales influye en la liquidez debido a la dificultad de los insiders o gerentes para utilizar la información privada. Análogamente, Luong et al. (2015) señalan que inversionistas no informados valoran la participación de inversionistas institucionales en la propiedad como una señal creíble que el riesgo de información proveniente de las asimetrías de información es mitigado y que los inversionistas requieren compensación por este riesgo sólo para las acciones donde los inversores institucionales poseen bajas participaciones. Ajina et al. (2015) concluyen que los fondos de pensiones mejoran la liquidez de los activos en el mercado francés donde confirman la teoría de señales y la hipótesis de transacciones. Alda & Marco (2016) incluyen ocho economías europeas donde los fondos de pensiones poseen un impacto positivo sobre la liquidez de los activos, pero sólo en el corto plazo. Lei et al. (2017) evidencian que a mayor horizonte de inversión de los inversionistas institucionales la liquidez de los activos disminuye. En economías emergentes, Cueto & Switzer (2015) analizan los efectos de estructura de propiedad sobre la liquidez de activos en Chile y Brasil, en un contexto de baja protección para los accionistas minoritarios y una alta concentración de propiedad. Los fondos de pensiones locales tienen pocas oportunidades de diversificación y sus fondos aumentan con el tiempo, ellos mismos están encerrados en sus posiciones y preferirían aumentar su supervisión para proteger su inversión. Así estos inversores reducen la disponibilidad de los activos en el mercado. Sin embargo, su rol de monitoreo no tendría costos en términos de la liquidez de mercado. Por otra

parte, la relación negativa entre liquidez y propiedad accionaria de inversores institucionales extranjeros la desprendemos de trabajos como los de Rhee & Guang (2009) y Isynuwardhana & Muslih (2018) en Indonesia, Syamala et al. (2014) en India, Vo (2016) en el mercado vietnamita, en cambio, Ding et al. (2017) evidencian una relación positiva para el mercado Chino proveniente de la mayor cantidad de transacciones realizadas es superior a la disminución de las asimetrías de información. En estudios más amplios Ng et al. (2015) estudian 39 economías y encuentran una relación negativa para la inversión extranjera directa y positiva para portafolios de propiedad extranjera (propiedad agregada en manos de instituciones financieras domiciliadas en el extranjero), así los inversionistas institucionales extranjeros afectan la liquidez a través de los canales de información y de transacciones. Lee & Chung (2018) analizan en 20 economías emergentes la relación entre propiedad de inversionistas extranjeros y liquidez, encontrando que aumentan los riesgos de selección adversa en el mercado accionario, pero disminuyen los costos de transacción.

Por lo tanto, encontramos que la relación entre el impacto de la propiedad institucional y liquidez depende del tipo de economía en estudio (desarrollada o emergente), del horizonte de inversión del inversionista (corto o largo plazo), del tipo de inversionista (bancos, fondos de cobertura, fondos mutuos, fondos de pensiones, etc.) y del efecto neto entre las asimetrías de información, los costos de transacción y las señales que envía al mercado un mejor gobierno corporativo con mayor monitoreo y disminución de las asimetrías de información. Considerando que nuestros individuos en estudio son fondos de pensiones, los que son inversionistas de largo plazo, que sus fondos crecen con el tiempo y que están bajo un shock regulatorio que las obliga a vender activos de renta variable esperamos que dos efectos compitan entre sí, por un lado, que exista una disminución de la iliquidez de los activos debido al aumento de las transacciones de activos y disminución de las asimetrías de información con la consiguiente disminución de los

costos de transacción, y por el otro, un aumento de la iliquidez debido a la disminución de la propiedad institucional dentro de la firma que genera una mala señal para el mercado, y en particular, para los inversionistas menos informados debido al posible deterioro de los gobiernos corporativos, el aumento de la asimetrías de información y el aumento de los costos de transacción. Así nuestras hipótesis son las siguientes:

H3: El shock regulatorio provoca una venta súbita por parte de las AFP que genera una reducción en la iliquidez de las acciones tratadas (aquellas con mayores presiones de venta) por el mayor volumen de transacciones.

H4. La iliquidez de las acciones tratadas aumenta post evento del shock regulatorio dada la reducción en participación accionaria de las AFP (señal negativa en calidad de gobiernos corporativos).

H5. La iliquidez se ve más afectada en las acciones tratadas que presentan mayor asimetría de información.

Tendencias paralelas y estudio de evento

La metodología diferencias en diferencias (DD) está basada en dos supuestos, el primero, que existen tendencias paralelas para el grupo tratado y el grupo no tratado, y segundo, que la asignación del tratamiento es exógena al resultado de interés. “No está totalmente claro el criterio que utilizan los investigadores para evaluar el supuesto de tendencias previas”, donde el criterio más utilizado es aquel donde los coeficientes estimados de forma individual no son estadísticamente diferentes de cero (Roth, 2019), uno de los primeros trabajos en aplicarlo fue Autor (2003) quien agrega variables dummies para 1 y 2 años antes del evento, de 0–3 años después del evento y año 4 en adelante. Lima & Silveira Neto (2018) y Maffini et al. (2019)

incluyen una ecuación que contiene tres tipos de variables de tratamiento, los efectos de anticipación, los efectos posteriores al tratamiento y, finalmente, el efecto contemporáneo.

Con el crecimiento uso de la metodología de diferencias en diferencias y la importancia del supuesto de tendencias paralelas que se debe cumplir, también han aumentado las investigaciones de cómo probar este supuesto, ya que en la práctica no podemos evaluar las empresas tratadas si no hubieran recibido tratamiento después del evento. También han aumentado metodologías alternativas a DD dada ciertas limitaciones que puede presentar (Brodersen et al., 2015; Guceri & Liu, 2019; Kahn-Lang & Lang, 2019; Rambachan & Roth, 2019; Roth, 2018; Roth, 2019).

Abadie & Gardeazabal (2003) y sus posteriores extensiones (Cavallo et al., 2013; Xu, 2017), proponen una nueva forma de construir la forma contrafactual de la variable de interés, crean un grupo de control “sintético” eligiendo las ponderaciones de otras unidades o individuos de control antes del evento que hagan que más se parezca a la unidad de estudio. Proporcionando ciertos beneficios contra el sesgo de extrapolación, el grupo de control sintético no necesita resultados posteriores al evento, facilita los estudios de casos comparativos en donde ninguna unidad no tratada proporciona una buena comparación para la unidad afectada por el tratamiento o evento de interés, (Abadie et al., 2010; Abadie et al., 2015; Kreif et. Al, 2016; Birdsall, 2017; Peri & Yassenov, 2017).

Por lo tanto, la verificación del supuesto de tendencias paralelas es crucial para poder validar nuestros resultados encontrados a través de DD. De los métodos que podemos utilizar para probar este supuesto en nuestro panel de datos, donde poseemos un sólo periodo de tiempo en el que se provoca el shock, tenemos varias unidades tratadas y varias unidades de control posible, nos lleva a concluir que podemos utilizar las metodologías de Guceri & Liu (2019), incorporando un test de hipótesis conjunta, test-F, respecto que los coeficientes estimados pre-

tratamiento son iguales o no son estadísticamente distintos de cero, también a Cavallo et al. (2013) con control sintético para varias unidades tratadas y un grupo de control y la no necesidad de probar tendencias paralelas pero sí contar con una mayor cantidad de datos antes del evento o shock de tratamiento para que el ajuste de las unidades que más se parezcan a las unidades tratadas sea bien ejecutado.

Finalmente, en el análisis de herding encontramos a Kraus & Stoll (1972) quienes son pioneros en analizar la venta en bloque por parte de traders. De las metodologías más usuales para medir el comportamiento de herding podemos encontrar dos corrientes bien definidas, la primera es el herd hacia un activo en particular (Lakonishok et al., 1992; Grinblatt et al., 1995; Wermers, 1999; Nofsinger & Sias, 1999; Sias, 2004; Kremer & Nautz, 2013; Choi & Skiba, 2015; Zheng et al., 2015; y Garg et al., 2016), y la segunda es el herd hacia el mercado (Christie & Huang, 1995; Chang et al., 2000; Hwang & Salmon, 2004; Demirer et al., 2010; Xie et al., 2015; Huang et al., 2015; Economou et al., 2016; Litimi et al., 2016; Lee, 2017; Li et al., 2017).

Así los estudios del comportamiento de herding se inician en economías desarrolladas, donde inversionistas institucionales basan sus transacciones en la estrategia de momentum, siendo la creencia que era un comportamiento que se podía apreciar sólo cuando el mercado se encontraba en boom o en crisis y asociándolo a un efecto estabilizador o desestabilizador sobre el precio de las acciones. Los estudios pioneros no entregan evidencia clara de presencia de herding behavior (Grinblatt et al., 1995; Lakonishok et al., 1992; Wermers, 1999). Posteriormente, las investigaciones se focalizan en cómo capturar dicho comportamiento dado los diferentes tipos de herding, intencional o no intencional (Broeders et al., 2016), y distintos tipos de inversionistas (Nofsinger & Sias, 1999). Así refinan los datos utilizados, su enfoque metodológico y el (los) mercado(s) en estudio, pasando a ser datos de mayor frecuencia. La metodología de medición se

centra en la dispersión de los retornos y el quiebre del equilibrio, al menos de corto plazo, de precios suministrado por el modelo de CAPM (Christie & Huang, 1995). Posteriormente, por la variabilidad de los factores entregados por el modelo APT y su relación con el retorno lineal y no lineal, volúmenes transados, y sentimiento del inversionista (Chang et al., 2000; Hwang & Salmon, 2004; Xie et al., 2015; Li et al., 2017). También se utiliza la correlación en corte transversal entre la demanda institucional por activos del trimestre pasado y la demanda institucional por activos del trimestre actual (Sias, 2004; Choi & Sias, 2009, Blake et al., 2017). Además, dada la creciente cantidad de modelos propuestos para medir herding se inicia el estudio de qué modelo es mejor para medirlo dadas ciertas condiciones del mercado o falencias que presentan (Demirer et al, 2010; Litimi et al., 2016; Bohl et al., 2017). Los resultados de los tests de herding se centran en el movimiento conjunto de las valoraciones de tipos de activos, más que en el comportamiento como tal (Blake et al., 2017), tanto a nivel de inversionistas individuales como institucionales (Garg et al., 2016), donde el comportamiento de herding se encuentra principalmente en economías emergentes y la asociación a las asimetrías de información que se tienen en esta economías, pero con el refinamiento de las metodologías y frecuencia de los datos también se ha visto reflejado en economías desarrolladas, que es un fenómeno siempre presente y lo que cambia es su intensidad (Choi & Skiba, 2015; Xie et al., 2015). Finalmente, los estudios focalizan sus esfuerzos en determinar las variables que provocan el herding y sus consecuencias en los mercados de capitales, (Kremer & Nautz, 2013; Zheng et al., 2015).

La evidencia de herding en los managers de fondos de pensiones es mixta. En el caso de economías desarrolladas, Lakonishok et al. (1992) establecen que no existe evidencia sólida que estos inversores institucionales desestabilicen los precios de las acciones individuales, resultado que difiere a la evidencia de Broeders et al. (2016) en Alemania y de Blake et al. (2017) para Inglaterra. En el caso de economías emergentes, y en particular en Chile, se encuentran los

estudios de Olivares (2008), Villatoro (2009), Bravo & Ruiz (2015), y Lopez & Walker (2020). Olivares (2008) evidencia que el herding se ocasiona por la obligatoriedad de generar un retorno mínimo garantizado de los gestores de fondos de pensiones, lo que provoca la similitud en las estrategias de inversión. Villatoro (2009) propone un modelo que relaciona el herding y la reputación de los administradores de fondos y evidencia que aquellos gestores con menos reputación harán más herding. Bravo & Ruiz (2015) concluyen que las AFPs más pequeñas poseen mayores incentivos para realizar herding dado que el riesgo del castigo de caer por debajo la rentabilidad mínima exigida es mayor en ellas. Lopez & Walker (2020) encuentran evidencia de significativa diferencia entre mismos fondos entre distintas AFP, lo que se debe a la existencia de AFP que actúan de líderes y otras se seguidoras (consistente con Villatoro, 2009).

La hipótesis de selección señala que hay características de las acciones que las hacen atractivas a los inversionistas. Características de selección son el tamaño accionario y acciones con mayor rotación accionaria que llevan a que los costos de sus transacciones sean menores (Coval & Stafford, 2007; Larrain et al., 2017). Otras características relevantes son que la base de accionistas sea amplia (Chen et al., 2002) y que las diferencias en opinión sean menos pronunciadas entre los inversionistas (Diether et al., 2002; Banerjee & Kremer, 2010). Finalmente, una característica común de análisis es la liquidez de la acción, que se asocia a la habilidad de transar rápidamente grandes volúmenes de un activo, a un bajo costo y sin afectar el precio del instrumento (Amihud, 2006; Gniadkowska-Szymanska, 2017; Pastor & Stambaugh, 2003).

Así, nuestras hipótesis de trabajo son las tres que siguen:

H6. A mayor herding behavior en las inversiones de las AFP se incrementa la presión de venta de las acciones que ellas se transan.

H7. Las AFP tendrán más incentivos a vender aquellas acciones sobre las cuales presentan una mayor participación accionaria, con el objetivo de no alejarse de las inversiones del resto de las AFP.

H8. Las AFP tienen una menor presión a vender las acciones de aquellas empresas menos líquidas, dado el premio por riesgo esperado de dicha iliquidez.

Capítulo 4: Estadística Descriptiva

Selección de empresas de control

Este quasi-experimento natural en una economía emergente ofrece una oportunidad para analizar el efecto del cambio de propiedad accionaria de inversionistas institucionales, junto con su repercusión en la volatilidad de los retornos e iliquidez de los activos. Este shock regulatorio es exógeno a los fundamentos de los activos.

Para el análisis se separa la muestra entre las empresas tratadas y las no tratadas calculando la presión de cada activo i , que tiene en poder la AFP s , en el tiempo t , así, agregaremos cada acción i de todos los fondos f en posesión de la AFP en t :

$$Presión_{i,t,s} = \sum_{f \in AFPs} \frac{\Delta Q_{i,t,s,f}}{Q_{i,t-1}} \quad (1)$$

Donde $Q_{i,t-1}$ es la cantidad total de acciones i en circulación (outstanding) en el tiempo $t-1$, $\Delta Q_{i,t,s,f}$ es el cambio en las acciones mantenidas por la AFP s en el fondo f que mantienen en su poder las AFPs y su variación como industria, así obtendremos una medida del final del mes $t-1$ y t . Posteriormente siguiendo el trabajo de Larraín et al. (2017), podemos agregar las

presiones de cada activo en cada AFP s ó agregar la cantidad total de acciones presión total en t del activo i ,:

$$Presión_{i,t} = 100 * \sum_{s \in AFPs} \frac{\Delta Q_{i,t,s}}{Q_{i,t-1}} \quad (2)$$

Dada la ecuación (2), consideraremos presión positiva (negativa) como aquellos valores que están por sobre (debajo) el promedio. Los activos tratados (no tratados) serán aquellos con presiones negativas (positivas), es decir aquellos que fueron más vendidos. Para determinar el valor promedio de la presión y poder dividir la muestra consideramos como valor de referencia aquel perteneciente al mes de noviembre de 2007, donde la muestra se divide en 33 activos tratados y 59 no tratados¹.

A partir de la base de datos pública de la Superintendencia de Pensiones se accede a información mensual por AFP, tipo de fondo, tipo de instrumento, nombre del emisor, unidades, montos de inversión, desde 2007m5 a 2008m5. Adicionalmente, desde la base de Económica se accede a información de las acciones chilenas transadas en la Bolsa de Comercio de Santiago, desde donde utilizamos los precios de los activos, ratio valor libro-mercado y cantidad de acciones emitidas (outstanding) para cada activo. En la Tabla 2 y Tabla 3 presentamos la descripción de las variables utilizadas, su fuente de información y su resumen estadístico entre mayo 2007 a mayo 2008. Se observa que las acciones no tratadas poseen en promedio menores valores en los tres proxies de volatilidad, capitalización de mercado y menores participaciones de las AFPs en su propiedad. Sin embargo, las desviaciones estándares de los proxies de volatilidad de las acciones no tratadas son más altas que en las acciones tratadas, estas últimas presentan menores diferencias de opinión (DO), es decir, tienen menor dispersión respecto del promedio y son acciones más estables en los portafolios de las AFP en cuanto a las tenencias promedio de la

¹ En la Tabla 1 se presentan las empresas Tratadas y No tratadas para este estudio.

industria. Luego, los activos tratados son de empresas con mayores capitalizaciones bursátiles, menores retornos acumulados y mayores participaciones de propiedad por parte de la AFP.

En la Tabla 4, se presentan los valores de estadística descriptiva entre empresas tratadas y de control y en la Tabla 5 Tabla 5 se muestran las pruebas de medias y medianas para los activos tratados y de control antes del evento (septiembre 2007), en el caso de las pruebas de medias y medianas, se rechaza estadísticamente que ambos grupos poseen la misma distribución y que ambos grupos tienen la misma mediana para las variables, *afp_ow* y *lbtm*, además se rechaza la prueba de medias para la variable *DO*.

Para el análisis de iliquidez utilizamos el horizonte de tiempo que abarca desde mayo de 2007 a abril de 2008. En la Tabla 6 se presenta el resumen estadístico de las variables utilizadas en el estudio. Se observa que las acciones no tratadas poseen en promedio menores valores en la capitalización de mercado y de iliquidez. Así, los activos tratados son más ilíquidos, de empresas con mayores capitalizaciones bursátiles, menores retornos acumulados y mayores participaciones de propiedad por parte de la AFP.

En la Tabla 7, se exhiben las pruebas de medias y medianas para los activos tratados y no tratados antes del evento, es decir de mayo 2007 a septiembre 2007 y activos tratados y de control en septiembre 2007. Encontramos que en el test de medias sólo en las variables *mom* y *lbtm* no se rechaza estadísticamente la hipótesis que ambos grupos poseen la misma distribución o que sus distribuciones son iguales para ambos grupos. Además, en el caso de *lbtm* no se rechaza que sus medianas sean iguales para los dos grupos en estudio. En la Tabla 8, se presentan los resultados de los test de medias y medianas para las empresas de control y tratadas, donde solo se rechaza en las variables *afp_ow* y *lbtm* que ambos grupos posean la misma distribución para las medias y medianas. En el caso de la variable *DO* sólo podemos rechazar que sus medias para ambos grupos poseen la misma distribución.

De los datos utilizados para el estudio de herding entre las AFP, Tabla 9, presentamos la estadística descriptiva de las AFP y de la industria, presentando los valores promedio, desviación estándar, mediana, mínimo y máximo de las variables herding, líder, seguidor y distancia, donde los tres primeros términos hacen referencia a la propensión en que las administradoras cambian las ponderaciones de sus tenencias en activos emulando la de sus pares, donde los cambios son medidos respecto de lo que las ponderaciones hubieran sido sin realizar transacciones, el último término se refiere a si la tenencia de una AFP particular está por encima o por debajo del promedio de los pares relevantes. Así obtenemos que la medida de herding tiene un valor promedio de -0.06, una desviación estándar de 0.122 y una mediana de 0.008.

En la Error: no se encontró el origen de la referencia se presentan las correlaciones entre las variables bajo estudio, las cuales no presentan evidencia de fuerte correlación (mayor a 0,7).

Capítulo 5: Modelos y Resultados

Capítulo 5.1: Fire sales and volatility: The Chilean case

Se utiliza la metodología diferencias en diferencias (DD) para estudiar el impacto en la volatilidad de los retornos de los activos que sufrieron presión de venta, así:

$$Volatilidad_{it} = \alpha + \beta_1 Treated_i + \beta_2 Post_t + \beta_3 Treated_i * Post_t + \delta' * X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Donde $Volatilidad_{it}$ es el proxy de volatilidad de la acción i en el mes t , $Post_t$ es una dummy que toma el valor 1 desde octubre de 2007, $Treated_i$ es una dummy que toma el valor 1 si la acción i posee una presión menor al promedio de noviembre 2007. Nuestras proxies de volatilidad son la VI, volatilidad 1, volatilidad 2. X_{it} son variables de control, Tabla 2.

Siguiendo literatura previa (Ang et al., 2006; Huang et al., 2015; Malagon et al., 2018) se considera el factor de riesgo de mercado para determinar la volatilidad idiosincrática (VI) para

cortes transversales utilizando un modelo de índice de un factor con datos diarios de los retornos de las acciones y del mercado:

$$VI_t^i = \hat{\sigma}_i \sqrt{\text{VAR}(\varepsilon_t^i)} = \sqrt{\text{VAR}(r_t^i - \beta_{MKT_t}^i MKT_t - \alpha_i)} \quad (4)$$

Donde r_t^i es el retorno de la acción i diario, MKT_t es el retorno diario de mercado IGPA (índice general de precios de acciones), α_i es la posible mala valoración del activo i . Siguiendo a Foucault et al., (2011) incorporamos otros dos proxies de volatilidad y que son la desviación estándar mensual de los retornos diarios brutos (volatilidad 1) y la desviación estándar mensual de la diferencia diaria de los retornos brutos y los retornos de mercado (volatilidad 2), finalmente, incorporamos un modelo GARCH (1,1) con el promedio mensual de la volatilidad de los retornos diarios de las acciones en estudio, aprovechando la efectividad de la estimación y solución a problemas de heterocedasticidad de series de tiempo de alta frecuencia con autocorrelación (Kim & Jo, 2019).

De los resultados obtenidos, **Tabla 11**, en los distintos proxies de volatilidad y modelos propuestos, nuestro coeficiente de interés β_2 (*Treated*Post*) es positivo y estadísticamente significativo al menos al 10%, en todas las especificaciones realizadas, donde hemos incorporado efectos fijos de tiempo, industria-tiempo y variables de control. Los coeficientes estimados son casi idénticos entre volatilidad 1 y volatilidad 2, esto es debido a su construcción, dichos coeficientes son aproximadamente 3.0 veces los valores estimados para la volatilidad idiosincrática y fluctúan entre 4.0 y 5.0 veces para el modelo GARCH(1,1). Además, todos los modelos que no incorporan variables de efecto fijos de tiempo, industria-tiempo ni variables de control, su significancia estadística del coeficiente de interés β_2 , (*Treated*Post*), llega al 10% y su R^2 ronda entre 2% y 4%. A medida que en los modelos agregamos las variables de efectos fijos de tiempo, industria-tiempo y variables de control la significancia estadística de β_2 se incrementa

hasta el 5%, en los proxies de volatilidad 1, volatilidad 2 y al 1% en el modelo GARCH(1,1) y en todos los modelos del mismo proxy su magnitud crece a valores cercanos o superiores al doble de su modelo inicial, así mismo sus R^2 aumentan llegando a valores que fluctúan entre 22% y 48%. Por último, el incremento promedio de los proxies de volatilidad en este evento se mueven entre el 3.5% y 27.3%, los valores más elevados de este incremento se registran en aquellos modelos que incorporan variables de control, dummies de tiempo e industria-tiempo y que también coinciden con los mayores R^2 , de los impactos mensuales sobre nuestra variable de interés, Tabla 12, y considerando sólo aquellos modelos donde no se puede rechazar el supuesto de tendencias paralelas obtenemos aumentos para la VI entre 15.6%-16.4%, de 32.9%-34.4% para volatilidad 1 y volatilidad 2 y entre 11.7%-13.2% para el modelo GARCH(1,1) en 2007m12, en el otro periodo con aumentos significativos de los proxies de volatilidad, 2008m5, obtenemos valores entre 18.6%-18.9% para VI, entre 51.4%-53.7% para las volatilidad 1 y volatilidad 2, y entre 10.2%-12.6% para el modelo GARCH(1,1). Podemos concluir que la venta súbita generó un efecto sobre todos los proxies de volatilidad utilizados y que su efecto es positivo entre empresas Tratadas vs Control. De igual forma, este aumento de volatilidad post evento atribuido a la caída en la participación accionaria en las empresas y la esperada reducción de la calidad en los gobiernos corporativos debido al menor monitoreo esperado por las AFP nos llevan a concluir que las hipótesis no pueden ser rechazadas:

H1: El shock regulatorio genera una venta súbita por parte de las AFP que ocasiona un aumento de la volatilidad de los retornos entre las empresas tratadas vs de control.

H2: Aumenta la volatilidad de las acciones que se desprenden las AFP dada la señal de empeoramiento de gobiernos corporativos tras la menor participación accionaria de éstas.

Buscando la justificación de por qué la volatilidad aumentó exploramos las asimetrías de información. De Barber & Odean (2013), podemos inferir que los inversionistas institucionales poseen una ventaja de información sobre los inversores individuales, lo que ayudaría a explicar los pobres resultados, pérdidas de retorno y costos innecesarios de inversión de estos últimos, Han & Chung (2013), concluyen que los inversionistas individuales están menos informados o son menos sofisticados que los institucionales debido al comportamiento de compra y de venta de un activo sobre el que se han anunciado malas noticias, respectivamente. Chung et al. (2018) analizan los efectos de la propiedad institucional y la utilización de información privilegiada, concluyen que una elevada propiedad institucional a largo plazo está relacionada de manera negativa y significativa con el uso de información privilegiada por parte de los accionistas internos asociada con el riesgo de información, sugiriendo que el monitoreo institucional mitiga la asimetría de información entre los inversionistas, ya que inversionistas informados son capaces de obtener retornos anormales a expensas de inversionistas desinformados. En una investigación similar Kang et al. (2018), agregan a la literatura de gobierno corporativo que además del rol de monitoreo que poseen los inversionistas institucionales, dado que poseen los incentivos y las habilidades para realizarlo, poseen las ventajas en costos de monitoreo llevándolo a cabo sobre múltiples grandes bloques accionarios los que son canales importantes a través de los cuales estos inversionistas crean valor y desempeñan un monitoreo efectivo. Jara et al. (2019) analiza, en un periodo de tiempo que abarca 2009-2014, las AFPs y el costo de la deuda corporativa, evidenciando que los inversionistas valoran positivamente el rol de monitoreo de las AFPs y que es consistente con el papel desempeñado por las AFP en el gobierno corporativo y que permite reducir las asimetrías de información, reduciendo así el costo de la deuda pública de las empresas.

Por lo tanto, podemos desprender que las AFPs en esta economía emergente genera una disminución de las asimetrías de información, dado su rol de monitoreo, capacidades, economías de escala e información que disponen, cuando los activos son mantenidos o incorporados a los portafolios de las Administradoras, en cambio, cuando los activos son vendidos esas asimetrías de información crecen dado que no están en manos de inversionistas institucionales aumentando sus volatilidades.

Así, nuestra evidencia va en la línea que estos inversores estabilizan los mercados para aquellas acciones que mantienen o adquieren, siendo concordante con la evidencia encontrada en economías emergentes y países de la OCDE de la relación negativa entre volatilidad y propiedad de inversionistas institucionales Zhuosi (2006), Bohl et al. (2009), Vo (2016), Yepes-Henao et al. (2018) y Che (2018) y específicamente cuando los inversores son fondos de pensiones Thomas et al. (2014) y Alda & Marco (2017), por el contrario, estos inversores juegan un rol desestabilizador del mercado aumentando la volatilidad de los retornos en aquellas acciones definidas como presiones de venta o tratadas, evidencia contraria a la expuesta en Fernández (2014), en los fondos de pensiones, e Ikizlerli (2019), en inversores institucionales. Por lo tanto, en una economía emergente como la analizada, las características de estas instituciones en cuanto a los montos que administran y lo poco profundo del mercado las decisiones que puede tomar el ente rector de las AFP deben ser aplicadas con mucha cautela, pensando en todos los efectos que estos pueden traer ya que a pesar de tener un año para deshacerse del exceso de activos de renta variable todos actuaron casi de forma inmediata generando un efecto colateral no deseado.

Utilizamos el trabajo de Gucerli & Liu (2019) para analizar el supuesto de tendencias paralelas donde incorporamos cinco periodos anteriores a la fecha del shock y un test F conjunto que fue calculado para los distintos modelos presentados. En la Tabla 12 se exhiben los resultados para los periodos antes-durante-después al shock, además presentamos el resultado de

la prueba conjunta F sobre $H_0: \widehat{\beta}_{pre}=0$ para los 3 modelos propuestos en cada proxy de volatilidad utilizado. Así en el modelo 1 de VI, volatilidad 1 y volatilidad 2 se puede rechazar H_0 y no podemos validar el supuesto de tendencias paralelas. En los modelos 2 y 3 de cada proxy de volatilidad utilizado encontramos coeficientes positivos y significativos al menos al 5% en 2007m12, en estos se aprecia un fuerte incremento de las volatilidades. En la Figura 2, apreciamos el efecto de tratamiento promedio mensual sobre los proxies utilizados, ahí visualizamos el intervalo del coeficiente estimado para los efectos de tratamiento promedio y que en dichos modelos en la fecha 2007m12 es claramente distinta de cero. Además, el efecto promedio del tratamiento sobre la volatilidad, en 2007m12, es cercano al doble en la volatilidad 1 y volatilidad 2 comparado con la volatilidad idiosincrática, los modelos que no se puede probar el supuesto de tendencias paralelas son aquellos en los que no se incluyen las variables de efectos fijo de tiempo, industria-tiempo ni variables de control. En el proxy de volatilidad promedio GARCH (1,1), el efecto promedio en 2007m12 es estadísticamente significativo y positivo en los tres modelos propuestos, sin embargo, sólo en dos de ellos se puede validar el supuesto de tendencias paralelas, sin embargo, sus valores son muy similares entre ellos y su magnitud es similar al estimado para la volatilidad idiosincrática.

Como discutimos anteriormente, en la sección de la Revisión de literatura, y dada la presencia de algunas limitaciones que puede presentar la metodología diferencias en diferencias (DD), entre ellas la dificultad de probar el supuesto de tendencias paralelas, seguimos a Cavallo et al. (2013) quienes hacen una extensión al trabajo de Abadie & Gardeazabal (2003) sobre Control sintético, el que llevaremos a cabo en esta sección solo con las variables GARCH(1,1) y VI, cabe mencionar que esta metodología necesita una mayor cantidad de datos que la metodología DD antes del shock con el fin de lograr un buen ajuste entre la evolución de la

variable de interés de las empresas Tratadas y el Control Sintético que se fabrica con las mismas. En la Tabla 13, presentamos los resultados de los efectos escalados para los distintos proxies de volatilidad utilizados estimados por periodo, sus valores p y sus valores p estandarizados, donde obtenemos valores estadísticamente significativos en 2007m10 para la volatilidad idiosincrática y volatilidad 2 y un efecto positivo escalado, se define como escalado ya que cada resultado obtenido de la variable de interés en el periodo previo al shock se asigna como un valor de 1, así el efecto es de 0 en este periodo, en el modelo GARCH (1,1) obtenemos un efecto positivo y estadísticamente significativo en 2007m12.

En la **Figura 3** y **Figura 4** exhibimos las curvas de las empresas Tratadas y de Control Sintético, para el modelo GARCH(1,1) y volatilidad idiosincrática.

En todos los casos expuestos existe evidencia de la relación positiva y estadísticamente significativa del shock regulatorio sobre la volatilidad idiosincrática y proxies utilizados.

Conclusiones

En este trabajo analizamos los posibles efectos que se podrían generar sobre diferentes métricas de la volatilidad de los retornos accionarios debido a una venta súbita en activos de renta variable realizada por las Administradores de Fondos de Pensiones (AFP) tras un shock regulatorio. Para esto ocupamos la metodología diferencias en diferencias (DD), al identificar este quasi-experimento natural y sobre el supuesto de tendencias paralelas. En el análisis de evento encontramos que las volatilidades accionarias aumentan al comparar las empresas tratadas vs de control, en aquellos modelos donde no se puede rechazar el supuesto de tendencias paralelas obtenemos aumentos para la volatilidad idiosincrática entre 15.6%-16.4%, de 32.9%-

34.4% para volatilidad 1 y volatilidad 2 y entre 11.7%-13.2% para el modelo GARCH(1,1) en 2007m12. De esto podemos interpretar que las AFP al momento de vender ciertos activos las asimetrías de información aumentan, dado que inversores institucionales tienen la capacidad de monitoreo, economías de escala y los recursos para ayudar a la mejora de los gobiernos corporativos. De otra forma también desprendemos el rol desestabilizador en la economía que pueden tener estos grandes inversionistas al desprenderse de sus acciones.

Capítulo 5.2: Fire sales and illiquidity: The case of the Chilean Pension Fund Administrators

Primero analizamos si existe relación entre iliquidez y *Presion* (proxy de actividad de las AFP) en un horizonte de tiempo que abarca a 2007m5-2008m4. Para esto se analiza:

$$Iliquidez_{i,t} = \alpha_{indt} + \delta_t + \gamma_1 Presion_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

Donde δ_t y γ_{indt} son variables dummies de tiempo e industria-tiempo, respectivamente.

Luego, se utiliza la metodología diferencias en diferencias (DD) para estudiar el impacto en la iliquidez de los activos que sufrieron presión de venta, así:

$$Iliquidez_{it} = \alpha + \beta_1 Treated_i + \beta_2 Post_t + \beta_3 Treated_i * Post_t + \delta' * X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

donde $Iliquidez_{it}$ es el proxy de iliquidez de Amihud (2002) de la acción i en el mes t , $Post_t$ es una dummy que toma el valor 1 desde octubre de 2007, $Treated_i$ es una dummy que toma el valor

1 si la acción i posee una presión menor al promedio de noviembre 2007. X_{it} son variables de control, Tabla 2.

Para cada corte transversal tenemos:

$$Iliquidez_{it} = Average\left(\frac{|r_T|}{VP_T}\right) \quad (7)$$

donde *Average* es calculado sobre los días del mes que existieron transacciones, r_T es el retorno de la acción en el día T y VP (Volumen-Pesos) es el valor en pesos del volumen transado en el día T .

Además, para asociar la propiedad de las AFP en las firmas y la disminución de las asimetrías de información de los activos seguimos el espíritu del trabajo de Aabo et al. (2017) al evidenciar que la varianza del residuo de un modelo de valoración de activos (volatilidad idiosincrática absoluta) exhibe una relación positiva y robusta con diversas medidas de mala valoración de los activos, reflejando un incremento de la participación de los inversores individuales. Así, consideramos el factor de riesgo de mercado para determinar la volatilidad idiosincrática (VI) para cortes transversales utilizando un modelo de índice de un factor con datos diarios de los retornos de las acciones y del mercado:

$$VI_t^i = \sqrt{\text{VAR}(\varepsilon_t^i)} = \sqrt{\text{VAR}(r_t^i - \beta_{MKT_t}^i MKT_t - \alpha_i)} \quad (8)$$

Donde r_t^i es el retorno de la acción i diario, MKT_t es el retorno diario de mercado IGPA (índice general de precios de acciones). Además, considerando el trabajo de Wan (2020) llevamos a cabo el siguiente modelo para analizar la existencia de asimetrías de información, considerando a la VI como el proxy de las asimetrías de información e incorporándolo en la ecuación (9):

$$Iliquidez_{it} = \alpha + \beta_1 Treated_i + \beta_2 Post_t + \beta_3 Treated_i * Post_t + \beta_4 * Asimetria_i + \beta_5 * Asimetria_i * Post_t + \beta_6 * Asimetria_i * T \quad (9)$$

Donde *Asimetría* es medido a través de VI como una variable dummy con valor 1 si su valor en el mes 2007m11 es superior a la mediana de los últimos cinco meses antes del evento (2007m5-2007m9), y cero en caso contrario. Nuestro parámetro de interés es β_7 , esperamos que sea positivo si los activos más afectados en su iliquidez fueron aquellos con mayores asimetrías de información.

Analizando los resultados de la regresión (5) entre iliquidez y presión para las empresas Tratadas y No Tratadas obtenemos una relación positiva entre ambas variables y estadísticamente significativo en dos de cuatro modelos analizados², así podemos interpretar que existe cierta la relación positiva entre iliquidez y presión, es decir, a mayor presión de venta la iliquidez del activo decrece (Tabla 14). De forma similar, en la Tabla 15, se visualizan los resultados de la regresión (5) entre empresas Tratadas vs Control, donde en tres de los cuatro modelos validamos la relación positiva entre iliquidez y presión.

En la Tabla 16, exhibimos los resultados del evento sobre la iliquidez de los activos entre empresas Tratadas vs No Tratadas donde evidenciamos en todos los modelos una relación promedio positiva y estadísticamente significativa al 10%. Además, hemos separado el efecto de presión sobre la iliquidez, visualizamos que en todos los modelos presenta una relación positiva y estadísticamente significativa al 5% en seis de los ocho modelos analizados. En la Tabla 17, visualizamos el impacto sobre iliquidez entre empresas Tratadas vs Control donde la relación positiva se mantiene al igual que su significancia estadística y los coeficientes obtenidos son similares a los de la muestra completa. Ratificamos el impacto del evento sobre la iliquidez de los activos, la variable presión refleja un incremento de los coeficientes estimados y en su significancia estadística en todos los modelos presentados. En la Tabla 18 exponemos el impacto

² En los otros dos modelos su significancia estadística llega al 13%.

mensual del shock regulatorio sobre la iliquidez entre empresas Tratadas vs Control³, visualizamos que el mayor efecto se produce en 2007m11. Además, en consistencia a lo ya encontrado evidenciamos una relación positiva entre presión e iliquidez donde un aumento en la presión de venta de 1 desviación estándar genera una disminución de la iliquidez de entre 1.1%-13.7%⁴ entre ambos grupos bajo estudio. De la evidencia encontrada tenemos un efecto neto de aumento de iliquidez entre los activos Tratados vs Control reforzando que los activos en manos de las AFP ganan valor. Y obtenemos una relación positiva de presión sobre iliquidez, siendo un efecto menor que el anterior indicando que los activos en manos de las AFP pierden liquidez. Así no podemos rechazar nuestras hipótesis:

H3. El shock regulatorio provoca una venta súbita por parte de las AFP que genera una reducción en la iliquidez de las acciones tratadas (aquellas con mayores presiones de venta) por el mayor volumen de transacciones.

H4. La iliquidez de las acciones tratadas aumenta post evento del shock regulatorio dada la reducción en participación accionaria de las AFP (señal negativa en calidad de gobiernos corporativos).

En el análisis de tendencias paralelas entre empresas tratadas y control, Figura 5, nuestro proxy de iliquidez entre 2007m5-2008m4 exhibe para las empresas de control una curva bastante plana y sin cambios de pendiente bruscos hasta 2007m12, se aprecia un incremento del indicador en 2008m1 y en 2008m3. Las empresas tratadas exhiben desde 2007m11 un aumento pronunciado del proxy de iliquidez, su valor promedio, el rango de valores en que se mueve y su dispersión, separándose de la curva de las empresas de control. Sin embargo, aun cuando la iliquidez promedio aumenta considerablemente para las empresas tratadas, los rangos de los

³ En la Tabla 19 se presentan los resultados del impacto mensual del shock regulatorio sobre la iliquidez entre empresas Tratadas y No Tratadas.

⁴ Para cada uno de los 8 modelos empresas tratadas vs control: Desviación estándar presión empresas tratadas en 2007m11 (0.55) * coeficiente de presión (Tabla 10) / coeficiente constante (Tabla 10) = 13.7%; 13.7%; 10.3%; 10.3%; 1.1%; 1.1%; 1.1%; 1.1%, respectivamente.

valores para ambos grupos se interceptan no pudiendo rechazar que ambos promedios son iguales entre sí post evento. Es decir, gráficamente no podemos validar el supuesto de tendencias paralelas.

En la **Figura 6**, visualizamos los valores promedio de iliquidez y las tendencias de cada grupo de estudio, así en promedio, antes y después del evento las acciones de control poseen una menor iliquidez que las empresas tratadas, la tendencia entre ambas tiende a ser paralela antes del evento, posteriormente, en 2007m11 en promedio las empresas tratadas experimentan un salto importante en la variable de interés manteniéndose relativamente alto hasta 2008m3.

Los efectos promedio del tratamiento mensual sobre la iliquidez los podemos revisar en la **Figura 7** y **Figura 8**, entre empresas Tratadas vs No Tratadas y Tratadas vs de Control, en donde la reacción sobre nuestro proxy de iliquidez se ve reflejado de manera inmediata al mes siguiente del evento (2007m11) para las ocho especificaciones analizadas, encontrando en más de un periodo significancia estadística, su coeficiente es positivo del efecto de tratamiento promedio y también desprendemos que la iliquidez entre los grupos se vio afectada positivamente por cinco meses después del shock.

En la **Tabla 18** exponemos los resultados del efecto promedio del tratamiento sobre iliquidez y analizamos el supuesto de tendencias paralelas, además presentamos el test-F conjunto donde nuestra hipótesis nula, $H_0: \widehat{\beta}_{pre} = 0$, que los beta estimados antes del shock son iguales a cero en los ocho modelos propuestos. Así, de los resultados obtenidos concluimos que existe evidencia que la iliquidez se ve afectada por el shock o cambio regulatorio, que el efecto es positivo y estadísticamente significativo, que la iliquidez de los activos Tratados reacciona rápidamente, mes siguiente del shock, que en ninguna de las especificaciones propuestas

podemos rechazar H_0 , por ende, no podemos rechazar la hipótesis de tendencias paralelas. Finalmente, no podemos rechazar el supuesto de tendencias paralelas⁵.

Los resultados de la regresión (9) las podemos observar en la Tabla 20, nuestro coeficiente⁶ de interés presenta un valor positivo y estadísticamente significativo al menos al 10%. Por lo tanto, el Fire Sales afectó la iliquidez de aquellas acciones con mayores asimetrías de información, esto es concordante con lo hallado por Huang et al. (2017) quienes encuentran que los managers eligen vender sus peores activos generando un problema de selección adversa para otros inversionistas. Dow & Han (2018) modelan un fire sales que combina el equilibrio de expectativas racionales con el problema de selección adversa, así cuando los participantes informados del mercado no tienen una gran restricción de liquidez la actividad de arbitraje es alta y los precios son informativos permitiendo a los inversores desinformados absorber la oferta de activos sin preocuparse por la selección adversa. No obstante, cuando existen restricciones de liquidez la actividad de arbitraje se reduce y los precios contienen menos información trayendo problema de selección adversa aumentando la oferta de activos de baja calidad, pero los participantes desinformados del mercado y bien capitalizados no están dispuestos a suministrar capital para mantener el precio (el problema de los limones de Akerlof) produciéndose una baja en el precio de los activos que se mantiene después del Fire Sales. Dado lo anterior no podemos rechazar la hipótesis:

H5. La iliquidez se ve más afectada en las acciones tratadas que presentan mayor asimetría de información.

⁵ Se han realizado pruebas de robustez modificando la ventana de tiempo alrededor del evento, considerando el inicio del panel en 2007m6 a 2007m9, ratificando nuestros resultados y conclusiones.

⁶ También hemos controlado por otro proxy de volatilidad, desviación estándar mensual de los retornos diarios brutos, obteniendo coeficientes muy similares y mejorando la significancia estadística al 5% en los tres casos analizados.

Conclusiones

En este trabajo analizamos los efectos en la liquidez de las acciones transadas debido a la venta súbita de renta variable realizada por las AFPs tras recibir un oficio del regulador que las obliga a deshacerse del exceso de inversión en renta variable que mantenían en los fondos de pensiones. Para esto ocupamos la metodología diferencias en diferencias, debido al shock regulatorio exógeno y sobre el supuesto de tendencias paralelas.

Así, encontramos que el shock regulatorio genera un aumento en el proxy de iliquidez entre las empresas de Tratadas vs Control. Las empresas tratadas y con mayores asimetrías, medidas a través de la volatilidad idiosincrática, son aquellas que fueron más afectadas por el fire sales. Y existe una relación positiva entre presión e iliquidez, un aumento de 1 desviación estándar en la presión de venta genera una disminución del proxy de iliquidez entre 0.8%-23.2% entre empresas tratadas vs control. Este aumento en la brecha de iliquidez duró aproximadamente cinco meses, esto último se generaría por un problema de selección adversa, el aumento de la oferta de activos de menor calidad, la dificultad de los inversionistas de poder extraer información de los precios y que aquellos inversionistas desinformados que suministran liquidez al mercado no están dispuestos a mantener los precios de los activos produciéndose una baja que se mantiene después del evento. Nuestras justificaciones se basan en un efecto neto de aumento de las asimetrías de información, por ende, el aumento de los costos de transacción debido a la disminución de la participación accionaria de las AFP, por lo tanto, la mala señal hacia el mercado del esperado empeoramiento del gobierno corporativo debido a la baja de monitoreo, disminución en la transparencia de la información y el consecuente aumento de las asimetrías de información provocan un aumento de los costos de transacción y la consiguiente pérdida de valor del activo el cual no es compensado por la mejora en liquidez debido a la mayor cantidad de transacciones y disminución de las asimetrías de información al bajar la concentración de las

AFP en la propiedad de la firma. Este efecto podría ser explicado debido al cambio de propiedad de los activos liquidados por las AFP a inversores extranjeros y en particular inversionistas individuales. Por último, podemos concluir que la intervención del ente regulador trajo como consecuencia ese aumento en las asimetrías de información, transformándose en un efecto colateral no deseado.

Capítulo 5.3: Equity fire sales and herding behavior on pension funds:
An emerging economy evidence

Larraín et al. (2017) analizan la presión total generada sobre las acciones en noviembre de 2007 tras el oficio regulatorio que obliga a las AFP a vender los excesos de renta variable en los fondos de pensiones, definida como el cambio en la cantidad de acciones mantenidas por las AFPs entre t y $t-1$ dividido entre la cantidad total de acciones en circulación en $t-1$, y las variables independientes son características de los activos en septiembre de 2007, acorde la ecuación:

$$Presion_{s,nov07} = a + b \text{Características acciones}_{s,sept07} + \varepsilon_{s,t} \quad (10)$$

Variables independientes utilizadas son AFP ownership (afp_ow), logaritmo de la capitalización de mercado de las empresas (lmcap), la ponderación de una acción en el portafolio de los fondos de pensiones versus el portafolio de mercado ajustado por free-float (OW/UW), logaritmo del Book-to Market (lbtm), momentum (mom), volatilidad (Vol), turnover (tovern), amplitud de propiedad (Breadth of ownership; BO) y Diferencias de opinión (DO). Ver Tabla 2 en anexo para el detalle de las definiciones de las variables. Nosotros extendemos el análisis hacia formar un panel de AFP-acciones. Así, la presión absoluta de cada acción i que tiene en poder la AFP s , en el tiempo t es:

$$Presión_{i,s,t} = \sum_{f \in AFPs} \frac{\Delta Q_{i,t,s,f}}{Q_{i,t-1}} \quad (11)$$

Donde $Q_{i,t-1}$ es la cantidad total de las acciones i en circulación (outstanding) en el tiempo $t-1$, $\Delta Q_{i,t,s,f}$ es el cambio en las acciones mantenidas por la AFP s en el fondo f entre el final del mes $t-1$ y t , así tendremos un panel de datos. Así nuestra ecuación se puede expresar como,

ecuación (12), en un horizonte de tiempo que abarca desde 2007m8 a 2008m1, utilizando las variables de control⁷:

$$Presión_{i,s,t} = \alpha + \beta \text{ Variables de control}_{i,s,t-1} + \varepsilon_{i,s,t} \quad (12)$$

Posteriormente, a la ecuación (12) adicionamos variables dummies de tiempo, industria-tiempo y ambas (γ_{indt} y δ_t efectos fijos de la industria-tiempo y tiempo), obteniéndose:

$$Presión_{i,s,t} = \alpha + \beta \text{ Variables de control}_{i,s,t-1} + \gamma_{indt} + \delta_t + \varepsilon_{i,s,t} \quad (13)$$

Sobre la especificación (13) agregamos la variable de herding, estimándose:

$$Presión_{i,s,t} = \alpha + \beta \text{ Var. de control}_{i,s,t-1} + \lambda \text{ herding}_{i,s,t-1} + \gamma_{indt} + \delta_t + \varepsilon_{i,s,t} \quad (14)$$

Para calcular el proxy de herding seguimos a Koch (2017) donde se plantea que los portafolios que administran institucionales tienen una posición o localización en el espacio-acción que es determinado por sus ponderaciones en acciones, así cambios en sus ponderaciones traen consigo cambios en la posición, por ende, la posición del portafolio y el movimiento de la dirección puede ser medida respecto de sus pares. Para identificar la ponderación de los portafolios de los pares relevantes, con respecto de los cuales compararse, considera el promedio entre todos los fondos que poseen esa acción y que su ponderación no sea cero al inicio o al final de un trimestre. El vector de las ponderaciones de una AFP s en el mes t en cada acción:

$$w_{i,s,t} = (\sum_{i \in \text{acciones}} w_{i,s,t} * p_{t,i}) / \sum_{i \in \text{acciones}} w_{i,s,t} \quad (15)$$

El número de acciones del activo i que posee la AFP s en el tiempo t es $\sum_{i \in \text{acciones}} w_{i,s,t}$ y $p_{t,i}$ es el precio del activo i . Para cada AFP $s=1, \dots, F$, el portafolio de pares o de la herd, tiene un vector de ponderaciones denotado por $h_{s,t}$ donde cada elemento proviene de las ponderaciones

⁷ Ver Tabla 2 en anexos para la definición de variables.

promedio, no cero, de los fondos exceptuando la AFP s , por ende, los vectores $w_{s,t}$, $h_{s,t}$ representan la localización del fondo y de sus pares, donde cada componente del vector $h_{s,t}$ viene dado por:

$$h_{s,t,i} = \frac{\sum_{j \neq i}^n w_{j,i,t}}{[n-1]} ; w_{j,i,t} > 0$$

Considerando además la corrección de precios entre un periodo y otro, y el cambio de las ponderaciones $\Delta w_{s,t}$ se debe corregir por el retorno entre dos periodos, donde cada elemento i se define como $\Delta w_{s,t,i} = w_{s,t,i} - w_{s,t-1,i} * Ret_{i,t} / \dot{c}$ y $Ret_{i,t}$ es 1 más el retorno de la acción i entre $t-1$ y t , $\hat{w}_{s,t}$ representa el vector de ponderaciones de portfolio corregido por retorno y cada elemento de este vector se representa por $\hat{w}_{s,t,i} = w_{s,t,i} * Ret_{i,t+1} / \dot{c}$. Por lo tanto, la medida de herding propuesta viene dada por la ecuación (16):

$$Herding_{s,t} = \cos \Theta = (\Delta w_{s,t} \dot{c} \dot{c} s, t \cdot \Delta h_{s,t}) / [||\Delta w_{s,t}|| ||\Delta h_{s,t}||] \dot{c} \quad (16)$$

En el análisis hemos incorporado la variable iliquidez, de Amihud (2002), definida como:

$$Iliquidez_{it} = Promedio \left(\frac{|r_T|}{VP_T} \right) \quad (17)$$

donde el promedio es calculado sobre los días del mes que existieron transacciones, r_T es el retorno de la acción en el día T y VP_T (Volumen-Pesos) es el valor en pesos del volumen transado en el día T . Luego, se estima:

$$Presión_{i,s,t} = \alpha + \beta Var . control_{i,s,t-1} + \lambda herding_{i,s,t-1} + \phi Iliquidez_{it-1} + \gamma_{indt} + \delta_t + \varepsilon_{i,s,t} \quad (18)$$

Finalmente, para analizar la consistencia de los resultados se procederá a controlar por regresiones basadas en terciles de tamaño de las empresas donde se invierte, de manera de detectar posibles estrategias de inversión acorde al tamaño de las empresas.

Dentro de las medidas de robustez incorporadas al análisis consideramos la distancia al herding entre la AFP s y sus pares o herd es equivalente a:

$$distancia_{s,t-1} = (w_{s,t-1} - h_{s,t-1}) \quad (19)$$

A mayor distancia al herding (positiva o negativa) menos parecidos son los activos que poseen los portafolios de la AFP al del conjunto de AFPs.

Una segunda medida de robustez es considerar a los líderes con el cálculo de la dirección relativa a las transacciones de los pares del periodo anterior:

$$líder_{f,t} = (\Delta w_{f,t} \cdot \Delta h_{f,t+1}) / [|\Delta w_{f,t}| |\Delta h_{f,t+1}|] \quad (20)$$

Una tercera medida de robustez es considerar a los seguidores con el cálculo de la dirección relativa a las transacciones de los pares del periodo anterior:

$$seguidor_{f,t} = (\Delta w_{f,t} \cdot \Delta h_{f,t-1}) / [|\Delta w_{f,t}| |\Delta h_{f,t-1}|] \quad (21)$$

La Figura 9 muestra el valor calculado para la medida de herding (seguidor y líder) sobre el conjunto de acciones, donde valores de 1 significa que se realizan transacciones igual que la herd y de -1 que se va en dirección opuesta a la herd. Existe herding antes del evento en todas las AFP, tomando un valor cercano a 0.4 en 2007m6, disminuyendo luego la magnitud de herding hasta 2007m9, con valores cercanos a cero en todas las instituciones analizadas hasta el momento del shock. Post-shock el herding cae a valores cercanos a -0.2 siendo el valor más bajo en la mayoría de las AFP para este intervalo de tiempo, de esto podemos inferir que las AFP

reaccionaron frente al oficio en un primer instante no siguiendo a la herd, en promedio, para luego ir en tendencia hacia sus pares.

En la Tabla 21, las columnas 1 y 2 son una aproximación al trabajo de Larraín et al. (2017) pero haciendo un análisis de datos de panel en vez de regresiones de corte transversal, evidenciándose que la capitalización de mercado es una variable estadísticamente significativa y con una relación negativa con la presión de venta en las administradoras tras el evento del oficio que las obliga a vender los excesos de inversión en renta variable que mantenían. A su vez, la participación accionaria de las AFP en la propiedad de las empresas también tiene el signo negativo asociado a una mayor presión de venta. Ambos resultados se encuentran dentro de los principales hallazgos del artículo de Larraín et al. (2017). Sin embargo, cuando se controla por efectos fijos tiempo o por efectos fijos industria-tiempo, se pierde la significancia de la variable tamaño de mercado (Tabla 21, columnas 3 a la 6). Lo anterior plantea que el rol del tamaño accionario en Larraín et al. (2017) es sensible a la especificación de la inclusión de efectos fijos en el modelo. En adición, amplitud de participación accionaria (BO) reduce la presión de venta con significancia al 5%, mientras que una mayor dispersión de opinión con respecto a una acción (DO) induce a mayores presiones de ventas con significancia al 10% cuando se controla por efectos fijos tiempo y al 1% cuando se controla por efectos fijos industria-tiempo. Ambos resultados difieren de la no significancia reportada en el estudio de Larraín et al. (2017), lo que refuerza que las estimaciones son más robustas al contar con un modelo de datos de panel y control por efectos fijos.

En la Tabla 22 se reportan los resultados del modelo de adicionar el proxy de herding (ecuación 14), acorde nuestra hipótesis principal de trabajo. Se evidencia en todos los modelos propuestos que incluyen efectos fijos que el proxy de herding es estadísticamente significativo al 5% y que a mayor herding en las decisiones de inversión de las AFP, mayor es la presión que se

ejerce a la venta de la acción. La adición del proxy de herding no ha cambiado las conclusiones de los resultados del modelo sin incluir herding (Tabla 21). A su vez, las columnas 2, 4 y 6 de la Tabla 22 controlan por iliquidez, la cual genera menores presiones a la venta de manera significativa. Este resultado establece que las AFP en caso de la venta súbita de acciones tienden a vender aquellas que eran más líquidas, de manera de minimizar el impacto en los precios de los activos que se venden, generar menores costos de transacción, y a la vez no sacrificar el premio por riesgo asociado a la mantención de acciones más ilíquidas en los portafolios.

Al analizar una relación no lineal entre presión y la capitalización de mercado por medio de agregar el efecto del logaritmo de la capitalización de mercado al cuadrado en la ecuación de presión de venta, la correlación es severa entre $\ln\text{cap}$ y su variable al cuadrado (0.99) lo que no permite confiar en estos resultados por la severa multicolinealidad generada. Es por ello que se separa la muestra en terciles de tamaño de las empresas. Los resultados son reportados en la Tabla 23, donde obtenemos que la participación accionaria de la AFP en la empresa respectiva (afp_ow) continua con el signo esperado y con significancia estadística del 1% para las empresas del tercil menor de tamaño. Con respecto a mantener acciones de mayor tamaño, no se genera presión a la venta, lo que es consistente con lo esperado, dado que hay menos variabilidad en los retornos de las más grandes. A su vez, el efecto de herding sobre presión es negativo y significativo al 10% en el tercil menor cuando se controla por efectos fijos industria-tiempo, lo que era esperado dado que el herding tiende a ser más frecuente en las inversiones de empresas de menor tamaño.

Para analizar la robustez de los resultados obtenidos referente al herding y la venta súbita, analizamos la ecuación (14) utilizando como proxy de herding la “distancia al herding” entre los pesos de los distintos activos pertenecientes a cada AFP y la herd. Los resultados reportados en la Tabla 24, evidencian una relación negativa entre distancia y presión con significancia al 1%. Lo

anterior es un resultado esperado ya que indica que a mayor distancia de una AFP con respecto al peso promedio invertido en una acción por parte del resto de gestoras hace que la AFP tenga una mayor presión a vender la acción, con la idea de no alejarse de los pesos relativos de inversión en promedio en la industria. La variable tamaño ($lmcap$) pierde su significancia estadística en todas las regresiones y especificaciones propuestas que consideren alguna especificación de efectos fijos. Por el contrario, la propiedad accionaria de las AFP dentro de una determinada acción (afp_ow), Amplitud de opinión (BO) mantienen el signo esperado negativo y significancia estadística, siendo consistente con los resultados reportados de la relación entre herding y presión. En los modelos que controlan por efectos fijos, a mayor diferencia de opinión (DO) mayor es la presión de venta. En la Tabla 25 se reportan los resultados de las estimaciones considerando distancia y los terciles de tamaño de empresas donde invierten. Las AFP tienden a desprenderse de las acciones del tercil de menor y del mayor tamaño en la medida que en este segmento la distancia al herding es mayor.

En la Tabla 26 se presentan los resultados considerando como proxy del herding el ser líder. Se observa que las AFP líderes ejercen una mayor presión de venta (coeficiente negativo) cuando se influyen efectos fijos tiempo, o bien efectos fijos industria-tiempo. Este resultado es consistente con lo esperado, dado que las AFP líderes serán las primeras en comenzar a vender en un evento de fire sales. A su vez, se incluye iliquidez en las columnas 4 a 6, y evidenciándose que las AFP tienden a vender acciones más líquidas, lo que es significativo solo en algunos de los modelos. En la Tabla 27 se reportan los resultados de analizar la consistencia por tamaño de las empresas donde invierten, siendo robusto el resultado que para todo tipo de tamaño las AFP líderes tienden a ejercer una mayor presión de venta.

Finalmente, los resultados para las AFP seguidoras se muestran en las Tabla 28 y Tabla 29, los cuales muestran evidencia análoga a la de los líderes, con la salvedad que el impacto de

ser seguidor lleva a una menor presión de venta en los modelos que controlan por efectos fijos tiempo, o bien por efectos fijos industria-tiempo. El resultado anterior es consistente con lo esperado, toda vez que estas AFP serán menos reactivas a los cambios de portafolios.

Conclusiones

En este trabajo analizamos un shock regulatorio que obliga a las AFP en Chile a vender los excesos de inversión en renta variable que éstas mantenían, lo que ocasionó una venta súbita de acciones por parte de las AFP. Extendemos el trabajo de Larraín et al. (2017) incorporando la presencia de herding entre las gestoras dada la exigencia del cumplimiento de una rentabilidad mínima, lo cual ha sido evidenciado en diversos estudios y que afecta las decisiones de portafolios, realizando nuestro análisis por medio de un panel de datos AFP-acción y tiempo.

Se evidencia que el herding incrementa la presión de venta en el evento de ventas súbitas tras el oficio regulatorio. Esta evidencia es reforzada por las tres métricas distintas empleadas de proxy de herding: distancia al herding, líderes y seguidores. A mayor distancia al herding, asociado a tener una inversión en términos relativos superior al promedio del resto de las AFP, lleva a la gestora a tener una mayor presión a vender de ese activo en particular. Por su parte, aquellas AFP que actúan como líderes antes sus pares ejercen mayor presión de venta ante el evento, lo que se justifica dado que estas actúan primero en ejecutar la instrucción de venta por parte del ente regulador. En el caso de las AFP seguidoras, el efecto es opuesto al caso de las líderes, lo cual es consistente con lo esperado.

A su vez, la evidencia encontrada va en la línea del cumplimiento de la hipótesis de selección, que lleva a que las AFP transaran acorde a características individuales de las acciones en sus portafolios. A nivel agregado la relación entre la presión y las variables participación en la propiedad de las empresas que poseen las AFP es negativo (mayor presión de venta), lo que

significa que las AFP tienen más incentivos a vender aquellas acciones en las cuales tienen una sobre-inversión al compararse con el resto de las gestoras. Lo anterior es consistente con el entorno legal en el cual se desempeñan estos inversionistas institucionales donde están obligadas a constituir un encaje del 1% del tamaño del fondo que gestionan, con el fin de cumplir ante la contingencia de no poder cumplir con la rentabilidad mínima exigida, la cual se basa en el promedio de la rentabilidad del sistema menos cuatro (dos) puntos porcentuales en el caso de los fondos más (menos) riesgosos. A diferencia de Larrain et al. (2017), no encontramos evidencia que la característica asociada al tamaño de las acciones genere presiones de venta. Una diferencia es que nuestro análisis es en base a datos de panel en el tiempo y la inclusión de efectos fijos. A su vez, otra característica que genera una mayor presión de venta tras el oficio regulatorio es la diferencia en opinión con respecto a una acción por parte de las AFP, medida como la dispersión en las tenencias accionarias entre gestoras. Finalmente, la amplitud de tenencia accionaria hace que se generen menores presiones de ventas de esas acciones.

En resumen, podemos concluir que el comportamiento de estos inversionistas institucionales se vio influenciado fuertemente por el shock regulatorio que los llevo a desprenderse de ciertas acciones acorde al contexto relativo de cómo se encontraban sus portfolios con respecto al promedio del sistema y de características propias de las acciones.

Capítulo 6: Discusión de Resultados y Conclusiones Generales

Estos tres artículos se complementan de la siguiente forma: Aabo et al. (2017), evidencian que la varianza del residuo de un modelo de valoración de activos (volatilidad idiosincrática absoluta) exhibe una relación positiva y robusta con diversas medidas de mala valoración de los activos, la que refleja un incremento de la participación de los inversores individuales (noise traders). Así, nuestro primer paso es evaluar si la volatilidad idiosincrática fue afectada por el shock regulatorio, si existe un aumento en dicha variable podemos inferir que las asimetrías de información aumentan al tener una mayor participación de estos inversionistas individuales. Donde evaluamos los posibles efectos del shock regulatorio sobre diferentes métricas de la volatilidad de los retornos accionarios y a través de la metodología de diferencias en diferencias encontramos que las volatilidades accionarias aumentan al comparar las empresas tratadas vs de control, así podemos interpretar que las AFPs al momento de vender ciertos activos las asimetrías de información aumentan, dado que inversores institucionales tienen la capacidad de monitoreo, economías de escala y los recursos para ayudar a la mejora de los gobiernos corporativos, y además poseen un rol desestabilizador en la economía que pueden tener estos grandes inversionistas al desprenderse de activos de renta variable. Nuestra evidencia es concordante con la evidencia encontrada en economías emergentes y países de la OCDE de la relación negativa entre volatilidad y propiedad de inversionistas institucionales Zhuosi (2006), Bohl et al. (2009), Vo (2016), Yepes-Henao et al. (2018) y Che (2018) y específicamente cuando los inversores son fondos de pensiones Thomas et al. (2014) y Alda & Marco (2017), por el contrario, estos inversores juegan un rol desestabilizador del mercado aumentando la volatilidad de los retornos en aquellas acciones definidas como presiones de venta o tratadas, evidencia contraria a la expuesta en Fernández (2014), en los fondos de pensiones, e Ikizlerli (2019), en inversores

institucionales. Por lo tanto, en una economía emergente como la analizada, las características de estas instituciones en cuanto a los montos que administran y lo poco profundo del mercado las decisiones que puede tomar el ente rector de las AFP deben ser aplicadas con mucha cautela, pensando en todos los efectos que estos pueden traer ya que a pesar de tener un año para deshacerse del exceso de activos de renta variable todos actuaron casi de forma inmediata generando un efecto colateral no deseado.

Posteriormente, evaluamos el efecto del cambio de propiedad accionaria de inversionistas institucionales, su posible repercusión en la iliquidez de los activos y asimetrías de información, donde esperamos que dos efectos contrarios se presenten, por un lado, una disminución de la iliquidez de los activos debido al aumento de las transacciones de activos y disminución de las asimetrías de información con la consiguiente disminución de los costos de transacción, y por el otro, un aumento de la iliquidez debido a la disminución de la propiedad institucional dentro de la firma que genera una mala señal para el mercado, y en particular, para los inversionistas menos informados debido al posible deterioro de los gobiernos corporativos, el aumento de las asimetrías de información y el aumento de los costos de transacción. Por lo tanto, las asimetrías de información son incorporadas al modelo en este trabajo considerando la volatilidad idiosincrática y los resultados obtenidos en la primera investigación realizada.

Cueto & Switzer (2015), caracterizan el mercado de las AFP en Chile como de baja protección para los accionistas minoritarios, con alta concentración de propiedad, reducidas oportunidades de diversificación para AFP locales, los fondos se incrementan con el tiempo, su nivel de inventario las imposibilita salirse de sus posiciones y reducen la disponibilidad de los activos en el mercado. Nuestros resultados evidencian la existencia de una relación positiva entre iliquidez y propiedad institucional, es decir, los activos se vuelven menos ilíquidos en la medida

que las AFP aumentan la presión de venta (consistente con Heflin & Shaw (2000), Rubin (2007), Agarwal (2007), Jacoby & Zheng (2010), Boujelbene et al. (2014) y Lei et al. (2017)).

Para el análisis que el shock tuvo sobre la proxy de iliquidez de los activos encontramos un aumento estadísticamente significativo entre las empresas tratadas vs control, es decir, la iliquidez aumentó entre ambos grupos, los resultados se ratificaron en la prueba de robustez realizada y requerimientos de la metodología diferencias en diferencias. De esto podemos interpretar que las AFP al momento de vender ciertos activos el efecto neto es que las asimetrías de información crecen, y, aumentan los costos de transacción. Por lo tanto, la mejora en liquidez debido a la mayor cantidad de transacciones y disminución de las asimetrías de información al bajar la concentración de las AFP en la propiedad de la firma genera disminuciones en la iliquidez de los activos entre empresas Tratadas vs Control que fluctúan dependiendo del modelo y fecha considerada. Lo anterior, no es capaz de compensar la mala señal hacia el mercado del esperado empeoramiento del gobierno corporativo debido a la baja de monitoreo, disminución de transparencia de la información y el consecuente aumento de las asimetrías de información aumentando los costos de transacción y la consiguiente pérdida de valor del activo.

Así, nuestros resultados sugieren que el aumento de la iliquidez se debe al cambio de propiedad desde inversores institucionales, AFP, a inversores extranjeros o individuales y su efecto sobre las asimetrías de información. Según Barber & Odean (2013) la evidencia que los inversionistas individuales presentan pobres resultados es mayoritaria en la literatura y es más pronunciada al momento de incluir los costos de transacción, además de incurrir en costos innecesarios de inversión y pérdidas de retorno. Es decir, estos inversionistas tienen una desventaja en información respecto de los inversionistas institucionales. Han & Chung (2013) muestran el comportamiento entre inversionistas individuales e institucionales en el mercado coreano y su desempeño, evidenciando que los inversionistas institucionales siguen vendiendo acciones de

empresas que hicieron una mala fusión y después del anuncio los inversionistas individuales siguen comprando el activo. Concluyen que los inversionistas individuales están menos informados o son menos sofisticados que los institucionales. Chung & Wang (2016) examinan el impacto de las transacciones de inversionistas individuales sobre la asimetría de información en el mercado, relacionan los volúmenes transados con el bid-ask spread, esta relación es positiva en un periodo corto de inversión. Confirman que este tipo de inversionistas amplifican la asimetría de información en el mercado a través de las transacciones. En cambio, Chung et al. (2018) analizan los efectos de la propiedad institucional y la utilización de información privilegiada, concluyen que una elevada propiedad institucional a largo plazo está relacionada de manera negativa y significativa con el uso de información privilegiada por parte de los accionistas internos asociada con el riesgo de información. Sugieren que el monitoreo institucional mitiga la asimetría de información entre los inversionistas, ya que inversionistas informados son capaces de obtener retornos anormales a expensas de inversionistas desinformados. En una investigación similar Kang et al. (2018), agregan a la literatura de gobierno corporativo que además del rol de monitoreo que poseen los inversionistas institucionales poseen los incentivos, las habilidades para realizarlo y las ventajas en costos de monitoreo llevándolo a cabo sobre múltiples grandes bloques accionarios los que son canales importantes a través de los cuales estos inversionistas crean valor y desempeñan un monitoreo efectivo. Jara et al. (2019) analizan las AFP y el costo de la deuda corporativa entre 2009-2014, evidencian que los inversionistas valoran positivamente el rol de monitoreo de las AFP. Consistente con el papel desempeñado por las AFP en el gobierno corporativo que permite reducir las asimetrías de información reduciendo así el costo de la deuda pública de las empresas. Análogamente, French & Taborda (2018) encuentran una relación positiva (negativa) entre liquidez (ilíquidez) y retornos esperados en países de Latinoamérica, argumentando que una mayor liquidez aumenta el nivel de supervisión del mercado sobre la

administración lo que genera mejores gobiernos corporativos y retornos. Por último, el Fire Sales afectó la iliquidez de aquellas acciones con mayores asimetrías de información, esto es concordante con lo hallado por Huang et al. (2017) quienes encuentran que los managers eligen vender sus peores activos generando un problema de selección adversa para otros inversionistas. Dow & Han (2018) modelan un fire sales que combina el equilibrio de expectativas racionales con el problema de selección adversa, así cuando los participantes informados del mercado no tienen una gran restricción de liquidez la actividad de arbitraje es alta y los precios son informativos permitiendo a los inversores desinformados absorber la oferta de activos sin preocuparse por la selección adversa. No obstante, cuando existen restricciones de liquidez la actividad de arbitraje se reduce y los precios contienen menos información trayendo problema de selección adversa aumentando la oferta de activos de baja calidad, pero los participantes desinformados del mercado y bien capitalizados no están dispuestos a suministrar capital para mantener el precio (el problema de los limones de Akerlof) produciéndose una baja en el precio de los activos que se mantiene después del Fire Sales.

Podemos concluir que las AFPs en esta economía emergente generan una disminución de las asimetrías de información, dado su rol de monitoreo, capacidades, economías de escala, transparencia de información que disponen y mejora del gobierno corporativo, cuando los activos son mantenidos o incorporados a los portafolios de las Administradoras. En cambio, cuando los activos son vendidos esas asimetrías de información crecen dado que no están en manos de inversionistas institucionales de largo plazo generando una pérdida en su valor o un aumento de la iliquidez. Para validar nuestros resultados se aplicaron pruebas gráficas y test estadísticos, para la validación del supuesto de tendencias paralelas utilizamos un test-F de hipótesis conjunta, donde no podemos rechazar H_0 que los coeficientes estimados pre-tratamiento son iguales o no son estadísticamente distintos de cero, y análisis gráfico de los efectos promedio de tratamiento,

así validamos el supuesto de tendencias paralelas para la metodología diferencia en diferencias (DD).

Por último, la evaluación de herding sobre la venta súbita utilizamos el mismo shock regulatorio pero en este caso tenemos un panel de datos donde nuestros individuos en estudio son AFP-acción en el tiempo, este trabajo profundiza el trabajo de Larraín et al. (2017) y además de las variables de control utilizadas en él incorporamos adicionalmente la iliquidez de los activos obtenido en el trabajo de investigación anterior para evaluar si efectivamente las AFP vendieron los activos más líquidos.

En el caso de la inclusión de herding como variable explicativa para la presión incluimos variables dummies de tiempo, industria-tiempo y ambos en conjunto, evidenciando una la relación negativa entre herding y presión, mejorando además los estadísticos de bondad de ajuste, R-cuadrado. Haciendo el análisis de robustez utilizamos como proxy de herding tres medidas: distancia al herding, ser líder o ser seguidor. Así nuestros resultados muestran el signo esperado y significancia estadística en todos los modelos propuestos.

Además, la evidencia encontrada va en línea con el cumplimiento de la hipótesis de selección, que lleva a que las AFP transaran acorde a características individuales de las acciones en sus portfolios. A nivel agregado la relación entre la presión y las variables participación en la propiedad de las empresas que poseen las AFP es negativo (mayor presión de venta), significa que las AFP tienen más incentivos a vender aquellas acciones en la cuales tienen una sobre-inversión al compararse con el resto de las gestoras. Lo anterior es consistente con el entorno legal en el cual se desempeñan estos inversionistas institucionales donde están obligadas a constituir un encaje del 1% del tamaño del fondo que gestionan, con el fin de cumplir ante la contingencia de no poder cumplir con la rentabilidad mínima exigida, la cual se basa en el promedio de la rentabilidad del sistema menos cuatro (dos) puntos porcentuales en el caso de los

fondos más (menos) riesgosos. A diferencia de Larrain et al. (2017), no encontramos evidencia que la característica asociada al tamaño de las acciones genere presiones de venta. Una diferencia es que nuestro análisis es en base a datos de panel en el tiempo y la inclusión de efectos fijos. A su vez, otra característica que genera una mayor presión de venta tras el oficio regulatorio es la diferencia en opinión con respecto a una acción por parte de las AFP, medida como la dispersión en las tenencias accionarias entre gestoras. Finalmente, la amplitud de tenencia accionaria hace que se generen menores presiones de ventas de esas acciones.

En resumen, podemos concluir que el comportamiento de estos inversionistas institucionales se vio influenciado fuertemente por el shock regulatorio que los llevo a desprenderse de ciertas acciones acorde al contexto relativo de cómo se encontraban sus portfolios con respecto al promedio del sistema y de características propias de las acciones.

La tendencia en este tipo de estudios, del posible impacto de distintos actores sobre los mercados de valores, es primero clasificar a los inversores de la forma más desagregada que se posean los datos, detallar las transacciones realizadas por cada tipo de inversor y así separar, analizar y extraer los posibles efectos individuales que generan al realizar transacciones en los distintos mercados que participan, en nuestro caso esto es altamente recomendable ya que al tener claridad del rol que cada participante posee se puede regular y/o normar, incentivando o no ciertas conductas en pos de un mercado con menos asimetrías de información y con menores impactos en una economía emergente.

Por otra parte, la evidencia del impacto de herding sobre volatilidad es escasa y más aun cuando se agrega un shock regulatorio que genera un fire sales. Existe evidencia que asocia el herding y la volatilidad idiosincrática. Aquellos que estudian el efecto de la volatilidad idiosincrática sobre el herding, (Kremer & Nautz, 2013; Huang et al., 2015; Vo & Phan, 2019), y por el otro, que analizan el efecto del herding sobre la volatilidad idiosincrática, (Litimi et al.,

2016; Bensaida, 2017). Litimi (2016), evidencia la presencia de herding en el mercado accionario americano y la relación entre herding y VI depende de lo concentrado del mercado o de su tamaño, así en un mercado grande como el americano el herding disminuye la VI de los retornos para todos los sectores en el caso americano. Bensaida (2017), de forma similar, analiza el impacto de herding sobre VI en un contexto sectorial, este comportamiento solo se presenta en crisis financieras donde el herding impacta a un número reducido de acciones específicas, así la volatilidad del mercado decrece debido a que no se transan las acciones no afectadas por el herding, por lo tanto, a mayor herding menor volatilidad. Así una extensión natural de nuestro trabajo es evaluar el impacto del herding sobre los proxies de volatilidad utilizados en este fire sales en una economía emergente.

El conjunto de resultados encontrados es útil para los policymakers buscando que los efectos colaterales de sus decisiones e intervenciones en los distintos mercados donde tienen injerencia sean mínimos, en el caso de los administradores de AFP saber que sus competidores son instituciones racionales complejas, que consideran las restricciones legales del mercado donde se encuentran inmersas, condiciones internas como la sobre-inversión en ciertos activos, características de los activos que liquidan y que buscan maximizar el retorno de las carteras de activos que administran.

Referencias

- Aabo, T., Pantzalis, C., & Park, J. C. (2017). Idiosyncratic volatility: An indicator of noise trading?. *Journal of Banking & Finance*, 75, 136-151.
- Abadie, A., & Gardeazabal, J. (2003). The economic costs of conflict: A case study of the Basque Country. *American economic review*, 93(1), 113-132.
- Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2010). Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program. *Journal of the American statistical Association*, 105(490), 493-505.
- Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2015). Comparative politics and the synthetic control method. *American Journal of Political Science*, 59(2), 495-510.
- Agarwal, P. (2007). Institutional ownership and stock liquidity. Available at SSRN 1029395.
- Ajina, A., Lakhali, F., & Sougné, D. (2015). Institutional investors, information asymmetry and stock market liquidity in France. *International Journal of Managerial Finance*.
- Alda García, M., & Marco Sanjuan, I. (2017). The importance of domestic equity pension funds on stock market. *Spanish Journal of Finance And Accounting/Revista Española De Financiación Y Contabilidad*, 46(2), 227-248.
- Alda, M. (2017). The relationship between pension funds and the stock market: Does the aging population of Europe affect it?. *International Review of Financial Analysis*, 49, 83-97.
- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of financial Economics*, 17(2), 223-249.
- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1988). Liquidity and asset prices: Financial management implications. *Financial Management*, 5-15.
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of financial markets*, 5(1), 31-56.

- Amihud, Y., Mendelson, H., & Pedersen, L. H. (2006). Liquidity and asset prices. *Foundations and Trends® in Finance*, 1(4), 269-364.
- Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., & Zhang, X. (2006). The cross-section of volatility and expected returns. *The Journal of Finance*, 61(1), 259-299.
- Ang, A., Hodrick, R. J., Xing, Y., & Zhang, X. (2009). High idiosyncratic volatility and low returns: International and further US evidence. *Journal of Financial Economics*, 91(1), 1-23.
- Austin, P. C. (2011). Optimal caliper widths for propensity-score matching when estimating differences in means and differences in proportions in observational studies. *Pharmaceutical statistics*, 10(2), 150-161.
- Autor, D. H. (2003). Outsourcing at will: The contribution of unjust dismissal doctrine to the growth of employment outsourcing. *Journal of labor economics*, 21(1), 1-42.
- Banerjee, S., & Kremer, I. (2010). Disagreement and learning: Dynamic patterns of trade. *The Journal of Finance*, 65(4), 1269-1302.
- Barber, B. M., & Odean, T. (2013). The behavior of individual investors. In *Handbook of the Economics of Finance* (Vol. 2, pp. 1533-1570). Elsevier.
- Batten, J. A., & Vo, X. V. (2014). Liquidity and return relationships in an emerging market. *Emerging Markets Finance and Trade*, 50(1), 5-21.
- Bekaert, G., Harvey, C. R., & Lundblad, C. (2007). Liquidity and expected returns: Lessons from emerging markets. *The Review of Financial Studies*, 20(6), 1783-1831.
- Birdsall, C. (2017). The synthetic control method for comparative case studies: An application estimating the effect of managerial discretion under performance management. *International Public Management Journal*, 20(1), 49-77.
- Blake, D., Sarno, L., & Zinna, G. (2017). The market for lemmings: The herding behavior of pension funds. *Journal of Financial Markets*, 36, 17-39.
- Bloomfield, R., O'hara, M., & Saar, G. (2009). How noise trading affects markets: An experimental analysis. *The Review of Financial Studies*, 22(6), 2275-2302.
- Blume, M. E., & Keim, D. B. (2012). Institutional investors and stock market liquidity: trends and relationships. Available at SSRN 2147757.
- Bohl, M. T., Brzeszczyński, J., & Wilfling, B. (2009). Institutional investors and stock returns volatility: Empirical evidence from a natural experiment. *Journal of Financial Stability*, 5(2), 170-182
- Boujelbene, N. B., Bouri, A., & Prigent, J. L. (2014). Corporate governance and market microstructure: Evidence on institutional investors in the Tunisian Stock Exchange.

International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences, 4(2), 58-71.

- Brandt, M. W., Brav, A., Graham, J. R., & Kumar, A. (2009). The idiosyncratic volatility puzzle: Time trend or speculative episodes?. *The Review of Financial Studies*, 23(2), 863-899.
- Bravo, F., & Ruiz, J. L. (2015). Herding behavior and default in funded pension schemes: the Chilean case. *Emerging Markets Finance and Trade*, 51(6), 1230-1243.
- Brennan, M. J., & Subrahmanyam, A. (1996). Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns. *Journal of financial economics*, 41(3), 441-464.
- Brennan, M. J., Chordia, T., & Subrahmanyam, A. (1998). Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns¹. *Journal of Financial Economics*, 49(3), 345-373.
- Brodersen, K. H., Gallusser, F., Koehler, J., Remy, N., & Scott, S. L. (2015). Inferring causal impact using Bayesian structural time-series models. *The Annals of Applied Statistics*, 9(1), 247-274.
- Broeders, D., Chen, D., Minderhoud, P., & Schudel, W. (2016). Pension funds' herding.
- Brown, G. W. (1999). Volatility, sentiment, and noise traders. *Financial Analysts Journal*, 55(2), 82-90.
- Campbell, J. Y., Lettau, M., Malkiel, B. G., & Xu, Y. (2001). Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk. *The Journal of Finance*, 56(1), 1-43.
- Cao, C., Liang, B., Lo, A. W., & Petrasek, L. (2018). Hedge fund holdings and stock market efficiency. *The Review of Asset Pricing Studies*, 8(1), 77-116.
- Cavallo, E., Galiani, S., Noy, I., & Pantano, J. (2013). Catastrophic natural disasters and economic growth. *Review of Economics and Statistics*, 95(5), 1549-1561.
- Chang, E. C., Cheng, J. W., & Khorana, A. (2000). An examination of herd behavior in equity markets: An international perspective. *Journal of Banking & Finance*, 24(10), 1651-1679.
- Chang, Y. Y., Faff, R., & Hwang, C. Y. (2010). Liquidity and stock returns in Japan: New evidence. *Pacific-Basin Finance Journal*, 18(1), 90-115.
- Che, L. (2018). Investor types and stock return volatility. *Journal of Empirical Finance*, 47, 139-161.
- Chen, J., Hong, H., & Stein, J. C. (2002). Breadth of ownership and stock returns. *Journal of financial Economics*, 66(2-3), 171-205.

- Chernenko, S., & Sunderam, A. (2020). Do fire sales create externalities?. *Journal of Financial Economics*, 135(3), 602-628.
- Chiang, T. C., & Zheng, D. (2015). Liquidity and stock returns: evidence from international markets. *Global Finance Journal*, 27, 73-97.
- Choi, N., & Sias, R. W. (2009). Institutional industry herding. *Journal of Financial Economics*, 94(3), 469-491.
- Choi, N., & Skiba, H. (2015). Institutional herding in international markets. *Journal of Banking & Finance*, 55, 246-259.
- Chordia, T., Roll, R., & Subrahmanyam, A. (2001). Market liquidity and trading activity. *The journal of finance*, 56(2), 501-530.
- Christie, W. G., & Huang, R. D. (1995). Following the pied piper: Do individual returns herd around the market?. *Financial Analysts Journal*, 51(4), 31-37.
- Chung, C. Y., & Wang, K. (2016). The impact of individual investor trading on information asymmetry in the Korean stock market. *The North American Journal of Economics and Finance*, 37, 472-484.
- Chung, C. Y., Kang, S., & Ryu, D. (2018). Does institutional monitoring matter? Evidence from insider trading by information risk level. *Investment Analysts Journal*, 47(1), 48-64.
- Coval, J., & Stafford, E. (2007). Asset fire sales (and purchases) in equity markets. *Journal of Financial Economics*, 86(2), 479-512.
- Cueto, D. C., & Switzer, L. N. (2015). Intraday market liquidity, corporate governance, and ownership structure in markets with weak shareholder protection: evidence from Brazil and Chile. *Journal of Management & Governance*, 19(2), 395-419.
- Datar, V. T., Naik, N. Y., & Radcliffe, R. (1998). Liquidity and stock returns: An alternative test. *Journal of Financial Markets*, 1(2), 203-219.
- De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, L. H., & Waldmann, R. J. (1990). Noise trader risk in financial markets. *Journal of political Economy*, 98(4), 703-738.
- Demirer, R., Kutan, A. M., & Chen, C. D. (2010). Do investors herd in emerging stock markets?: Evidence from the Taiwanese market. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 76(2), 283-295.
- Dennis, P., & Strickland, D. (2004). The determinants of idiosyncratic volatility. Unpublished working paper, University of Virginia.
- Diether, K. B., Malloy, C. J., & Scherbina, A. (2002). Differences of opinion and the cross section of stock returns. *The Journal of Finance*, 57(5), 2113-2141.

- Ding, M., Nilsson, B., & Suardi, S. (2017). Foreign institutional investment, ownership, and liquidity: Real and informational frictions. *Financial Review*, 52(1), 101-144.
- Dow, J., & Han, J. (2018). The paradox of financial fire sales: The role of arbitrage capital in determining liquidity. *The Journal of Finance*, 73(1), 229-274.
- Drew, M. E., Malin, M., Naughton, T., & Veeraraghavan, M. (2006). Idiosyncratic volatility and security returns: evidence from Germany and United Kingdom. *Studies in Economics and Finance*, 23(2), 80-93.
- Dzieliński, M., Rieger, M. O., & Talpsepp, T. (2018). Asymmetric attention and volatility asymmetry. *Journal of Empirical Finance*, 45, 59-67.
- Economou, F., Katsikas, E., & Vickers, G. (2016). Testing for herding in the Athens Stock Exchange during the crisis period. *Finance Research Letters*, 18, 334-341.
- Edelen, R. M., Ince, O. S., & Kadlec, G. B. (2016). Institutional investors and stock return anomalies. *Journal of Financial Economics*, 119(3), 472-488.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2004). The capital asset pricing model: Theory and evidence. *Journal of economic perspectives*, 18(3), 25-46.
- Faugère, C., & Shawky, H. A. (2003). Volatility and institutional investor holdings in a declining market: A study of Nasdaq during the year 2000. *Journal of Applied Finance*, 13(2).
- Fernández, V. (2014). Stock volatility and pension funds under an individual capitalization-based system. *Journal of Business Research*, 67(4), 536-541.
- Fong, K. Y., Holden, C. W., & Trzcinka, C. A. (2017). What are the best liquidity proxies for global research?. *Review of Finance*, 21(4), 1355-1401.
- Foucault, T., Sraer, D., & Thesmar, D. J. (2011). Individual investors and volatility. *The Journal of Finance*, 66(4), 1369-1406.
- French, J. J., & Taborda, R. (2018). Disentangling the relationship between liquidity and returns in Latin America. *Global Finance Journal*.
- Gabaix, X., Gopikrishnan, P., Plerou, V., & Stanley, H. E. (2006). Institutional investors and stock market volatility. *The Quarterly Journal of Economics*, 121(2), 461-504.
- Garg, A. K., Mitra, S. K., & Kumar, D. (2016). Do foreign institutional investors herd in emerging markets? A study of individual stocks. *Decision*, 43(3), 281-300.
- Gniadkowska-Szymanska, A. (2017). The Multifactorial Pastor-Stambaugh model: explaining the impact of liquidity on the rate of return based on the example of the Warsaw Stock Exchange. *Equilibrium. Quarterly Journal of Economics and Economic Policy*, 12(2), 211-228.

- Goyenko, R. Y., Holden, C. W., & Trzcinka, C. A. (2009). Do liquidity measures measure liquidity?. *Journal of financial Economics*, 92(2), 153-181.
- Greene, J., & Smart, S. (1999). Liquidity provision and noise trading: Evidence from the “investment dartboard” column. *The Journal of Finance*, 54(5), 1885-1899.
- Grinblatt, M., Titman, S., & Wermers, R. (1995). Momentum investment strategies, portfolio performance, and herding: A study of mutual fund behavior. *The American economic review*, 1088-1105.
- Guceri, I., & Liu, L. (2019). Effectiveness of fiscal incentives for R&D: Quasi-experimental evidence. *American Economic Journal: Economic Policy*, 11(1), 266-91.
- Han, A., & Chung, C. Y. (2013). Are individual investors less informed than institutional investors? Unique evidence from investor trading behaviours around bad mergers in Korean financial market. *Applied Economics Letters*, 20(12), 1145-1149.
- Han, B., & Kumar, A. (2008). Retail clienteles and the idiosyncratic volatility puzzle. Unpublished working Paper, University of Texas at Austin.
- Han, B., & Kumar, A. (2013). Speculative retail trading and asset prices. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 48(2), 377-404.
- Hasbrouck, J. (2009). Trading costs and returns for US equities: Estimating effective costs from daily data. *The Journal of Finance*, 64(3), 1445-1477.
- Heflin, F., & Shaw, K. W. (2000). Blockholder ownership and market liquidity. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 621-633.
- Heimer, R., & Simsek, A. (2019). Should retail investors’ leverage be limited?. *Journal of Financial Economics*, 132(3), 1-21.
- Honkanen, P., & Schmidt, D. (2017). Price and liquidity spillovers during fire sale episodes. HEC Paris Research Paper No. FIN-2017-1214.
- Huang, S., Ringgenberg, M., & Zhang, Z. (2017, June). The information in asset fire sales. In *Western Finance Association Annual Meeting Paper*.
- Huang, T. C., Lin, B. H., & Yang, T. H. (2015). Herd behavior and idiosyncratic volatility. *Journal of business research*, 68(4), 763-770.
- Hwang, S., & Salmon, M. (2004). Market stress and herding. *Journal of Empirical Finance*, 11(4), 585-616.
- Ikizlerli, D. (2019). Institutional investors and stock market volatility. Evidence from Korea. *Applied Economics Letters*, 1-4.

- Isynewardhana, D., & Muslih, M. (2018). Ownership Structure and Liquidity. *Advanced Science Letters*, 24(4), 2665-2667.
- Jacoby, G., & Zheng, S. X. (2010). Ownership dispersion and market liquidity. *International Review of Financial Analysis*, 19(2), 81-88.
- Jara, M., López-Iturriaga, F., San Martín, P., Saona, P., & Tenderini, G. (2019). Chilean pension fund managers and corporate governance: The impact on corporate debt. *The North American Journal of Economics and Finance*, 48, 321-337.
- Jiang, C. X., Kim, J. C., & Zhou, D. (2011). Liquidity, analysts, and institutional ownership. *International Review of Financial Analysis*, 20(5), 335-344.
- Jotikasthira, C., Lundblad, C., & Ramadorai, T. (2012). Asset fire sales and purchases and the international transmission of funding shocks. *The Journal of Finance*, 67(6), 2015-2050.
- Jung, C. S., Kim, W., & Lee, D. W. (2013). Short selling by individual investors: Destabilizing or price discovering?. *Pacific-Basin Finance Journal*, 21(1), 1232-1248.
- Kahn-Lang, A., & Lang, K. (2019). The Promise and Pitfalls of Differences-in-Differences: Reflections on 16 and Pregnant and Other Applications. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1-14.
- Kang, J. K., Luo, J., & Na, H. S. (2018). Are institutional investors with multiple blockholdings effective monitors?. *Journal of Financial Economics*, 128(3), 576-602.
- Khan, M., Kogan, L., & Serafeim, G. (2012). Mutual fund trading pressure: Firm-level stock price impact and timing of SEOs. *Journal of Finance*, 67, 1371-1395.
- Kim, Y., & Jo, G. J. (2019). The Impact of Foreign Investors on the Stock Price of Korean Enterprises during the Global Financial Crisis. *Sustainability*, 11(6), 1576.
- Koch, A. (2017). Herd behavior and mutual fund performance. *Management Science*, 63(11), 3849-3873.
- Koch, A., Ruenzi, S., & Starks, L. (2016). Commonality in liquidity: a demand-side explanation. *The Review of Financial Studies*, 29(8), 1943-1974.
- Kraus, A., & Stoll, H. R. (1972). Price impacts of block trading on the New York Stock Exchange. *The Journal of Finance*, 27(3), 569-588.
- Kreif, N., Grieve, R., Hangartner, D., Turner, A. J., Nikolova, S., & Sutton, M. (2016). Examination of the synthetic control method for evaluating health policies with multiple treated units. *Health economics*, 25(12), 1514-1528.
- Kremer, S., & Nautz, D. (2013). Causes and consequences of short-term institutional herding. *Journal of Banking & Finance*, 37(5), 1676-1686.

- Kumar, A., Ruenzi, S., & Ungeheuer, M. (2020). Daily winners and losers. Available at SSRN 2931545.
- Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1992). The impact of institutional trading on stock prices. *Journal of financial economics*, 32(1), 23-43.
- Larrain, B., Muñoz, D., & Tessada, J. (2017). Asset fire sales in equity markets: Evidence from a quasi-natural experiment. *Journal of Financial Intermediation*, 30, 71-85.
- Lee, J., & Chung, K. H. (2018). Foreign ownership and stock market liquidity. *International Review of Economics & Finance*, 54, 311-325.
- Lee, K. (2017). Herd behavior of the overall market: Evidence based on the cross-sectional comovement of returns. *The North American Journal of Economics and Finance*, 42, 266-284.
- Lei, Z., Sun, P. W., & Yu, B. (2017). Liquidity Effects of Institutional Investment Horizons. Available at SSRN 3118181.
- Lesmond, D. A. (2005). Liquidity of emerging markets. *Journal of financial Economics*, 77(2), 411-452.
- Li, D., Nguyen, Q. N., Pham, P. K., & Wei, S. X. (2011). Large foreign ownership and firm-level stock return volatility in emerging markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 46(4), 1127-1155.
- Li, W., Rhee, G., & Wang, S. S. (2017). Differences in herding: Individual vs. institutional investors. *Pacific-Basin Finance Journal*, 45, 174-185.
- Lima, R. C. D. A., & Silveira Neto, R. D. M. (2018). Secession of municipalities and economies of scale: Evidence from Brazil. *Journal of Regional Science*, 58(1), 159-180.
- Litimi, H., BenSaïda, A., & Bouraoui, O. (2016). Herding and excessive risk in the American stock market: A sectoral analysis. *Research in International Business and Finance*, 38, 6-21.
- López, F., & Walker, E. Investment performance, regulation and incentives: The case of Chilean pension funds. *Journal of Pension Economics & Finance*, 1-26.
- Luong, H. L., Nguyen, H. G., & Yin, X. (2015). When is a firm's information asymmetry priced? The role of institutional investors. *International Review of Finance*, 15(1), 55-88.
- Maffini, G., Xing, J., & Devereux, M. P. (2019). The impact of investment incentives: evidence from UK corporation tax returns. *American Economic Journal: Economic Policy*, 11(3), 361-89.
- Malagon, J., Moreno, D., & Rodríguez, R. (2018). Idiosyncratic volatility, conditional liquidity and stock returns. *International Review of Economics & Finance*, 53, 118-132.
- Ng, L., Wu, F., Yu, J., & Zhang, B. (2016). Foreign investor heterogeneity and stock liquidity around the world. *Review of Finance*, 20(5), 1867-1910.

- Nofsinger, J. R., & Sias, R. W. (1999). Herding and feedback trading by institutional and individual investors. *The Journal of finance*, 54(6), 2263-2295.
- Olivares, J. A. (2008). Rear-view-mirror driving in defined contribution systems: the strange formula of the Chilean pension funds. *Applied Economics*, 40(15), 2009-2019.
- Pástor, L., & Stambaugh, R. F. (2003). Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political economy*, 111(3), 642-685.
- Peress, J., & Schmidt, D. (2020). Glued to the TV: Distracted noise traders and stock market liquidity. *The Journal of Finance*, 75(2), 1083-1133..
- Peri, G., & Yassenov, V. (2015). The labor market effects of a refugee wave: Applying the synthetic control method to the Mariel boatlift (No. w21801). National Bureau of Economic Research.
- Rambachan, A., & Roth, J. (2019). An honest approach to parallel trends. Working Paper. https://scholar.harvard.edu/files/jroth/files/roth_jmp_honestparallelrends_main.pdf.
- Rhee, S. G., & Wang, J. (2009). Foreign institutional ownership and stock market liquidity: Evidence from Indonesia. *Journal of Banking & Finance*, 33(7), 1312-1324.
- Roth, J. (2018). Pre-test with caution: Event-study estimates after testing for parallel trends. Working Paper.
- Roth, J. (2019). Pre-test with caution: Event-study estimates after testing for parallel trends. Working Paper.
- Rubin, A. (2007). Ownership level, ownership concentration and liquidity. *Journal of financial Markets*, 10(3), 219-248.
- Ruiz, J. L. (2018). Financial development, institutional investors, and economic growth. *International Review of Economics & Finance*, 54, 218-224.
- Shleifer, A., & Summers, L. H. (1990). The noise trader approach to finance. *The Journal of Economic Perspectives*, 4(2), 19-33.
- Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1992). Liquidation values and debt capacity: A market equilibrium approach. *The Journal of Finance*, 47(4), 1343-1366.
- Shleifer, A., & Vishny, R. (2011). Fire sales in finance and macroeconomics. *The Journal of Economic Perspectives*, 25(1), 29-48.
- Sias, R. W. (1996). Volatility and the institutional investor. *Financial Analysts Journal*, 52(2), 13-20.
- Sias, R. W. (2004). Institutional herding. *The Review of Financial Studies*, 17(1), 165-206.

- Stiglitz, J. (2010). Regulation and failure. *Revista de Economía Institucional*, 12(23), 13-28.
- Syamala, S. R., Chauhan, Y., & Wadhwa, K. (2014). Institutional investors and stock liquidity: Evidence from Indian stock market. *Global Business Review*, 15(3), 461-476.
- Tan, M., & Liu, B. (2016). CEO's managerial power, board committee memberships and idiosyncratic volatility. *International Review of Financial Analysis*, 48, 21-30.
- Thomas, A., Spataro, L., & Mathew, N. (2014). Pension funds and stock market volatility: An empirical analysis of OECD countries. *Journal of Financial Stability*, 11, 92-103.
- Villatoro, F. (2009) The Delegated Portfolio Management Problem: Reputation and Herding. *Journal of Banking and Finance* 33(11): 2062–2069.
- Vo, X. V. (2016). Does institutional ownership increase stock return volatility? Evidence from Vietnam. *International Review of Financial Analysis*, 45, 54-61.
- Vo, X. V. (2016). Foreign ownership and stock market liquidity-evidence from Vietnam. *Afro-Asian Journal of Finance and Accounting*, 6(1), 1-11.
- Wan, X. (2020). The impact of short-selling and margin-buying on liquidity: Evidence from the Chinese stock market. *Journal of Empirical Finance*, 55, 104-118.
- Wang, Q., & Zhang, J. (2015). Individual investor trading and stock liquidity. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 45(3), 485-508.
- Wermers, R. (1999). Mutual fund herding and the impact on stock prices. *the Journal of Finance*, 54(2), 581-622.
- Xie, T., Xu, Y., & Zhang, X. (2015). A new method of measuring herding in stock market and its empirical results in Chinese A-share market. *International Review of Economics & Finance*, 37, 324-339.
- Xu, Y., & Malkiel, B. G. (2003). Investigating the behavior of idiosyncratic volatility. *The Journal of Business*, 76(4), 613-645.
- Xu, Y. (2017). Generalized synthetic control method: Causal inference with interactive fixed effects models. *Political Analysis*, 25(1), 57-76.
- Yepes-Henao, P. A., Agudelo, D., & Gencay, R. (2018). Muddying the waters: Who Induces Volatility in an Emerging Market?. *Center for Research in Economics and Finance (CIEF), Working Papers*, (18-19).
- Zhang, H. (2010). Asset fire sales, liquidity provision, and mutual fund performance. *Liquidity Provision, and Mutual Fund Performance* (January 30, 2010).
- Zheng, D., Li, H., & Zhu, X. (2015). Herding behavior in institutional investors: Evidence from China's stock market. *Journal of Multinational Financial Management*, 32, 59-76.

Zhuosi, Q. B. H. M. C. (2006). Institutional Investors and the Volatility of Stock Market [J].
Journal of Financial Research, 9.

Tablas y Figuras

Tabla 1:

Company	AFP propiedad	Sector económico	Treated	Compañía	AFP propiedad	Sector económico	Treated
AESGENER	3.3	Energía Eléctrica	SI	FORUS	2.3	Comercio	SI
AGUASA	10.2	Otros	NO	FOSFOROS	13.3	Otros	NO
AGUNSA	0	Otros	NO	GASCO	8.9	Otros	SI
ALMENDRAL	1.9	Finan. y Seguros	NO	IAM	3.9	Fin. y Seguros	NO
ANDINAA	9.4	Otros	NO	IANSA	15.3	Otros	SI
ANDINAB	3.8	Otros	SI	INTASA	21.7	Fin. y Seguros	NO
ANDROMACO	1.1	Otros	NO	NTEROCEAN	0	Otros	NO
ANTARCHILE	1.7	Finan. y Seguros	NO	INVERCAP	0.2	Otros	NO
BANMEDICA	2.8	Otros	NO	INVERMAR	0.2	Otros	NO
BANVIDA	1	Otros	NO	INVEXANS	21.8	Otros	NO
BBVACL	0	Finan. y Seguros	NO	ISANPA	0.1	Otros	NO
BCI	10.7	Finan. y Seguros	SI	ITAUCORP	9.4	Finan. y Seguros	NO
BESALCO	2.9	Otros	NO	LTM	3.3	Otros	NO
BICECORP	0.2	Otros	NO	MARINSA	4.7	Otros	SI
BSANTANDER	1.8	Finan. y Seguros	NO	MASISA	25.1	Otros	SI
CALICHERAA	3.5	Otros	SI	MINERA	0.2	Otros	NO
CALICHERAB	0	Otros	NO	NAVARINO	0	Otros	NO
CAMPOS	0.4	Finan. y Seguros	NO	NAVIERA	7.6	Otros	NO
CAP	18.8	Otros	SI	NORTEGRAN	2	Otros	SI
CCU	11.8	Otros	SI	UEVAPOLAR	24.7	Comercio	SI
CEM	3.3	Comercio	NO	OROBLANCO	3.5	Otros	SI
CEMENTOS	14.4	Otros	SI	PARAUCO	13.8	Otros	SI
CENCOSUD	12	Comercio	SI	PASUR	0	Otros	NO
CHILE	3.3	Finan. y Seguros	SI	POLPAICO	0.1	Otros	NO
CINTAC	21.8	Otros	SI	PUCOBRE	0	Otros	NO
CMPC	17.6	Papel y Celulosa	SI	QUEMCHI	0.7	Otros	NO
COLBUN	10.5	Energía Eléctrica	SI	QUINENCO	1.1	Otros	NO
COLOSO	1.3	Otros	NO	RIPLEY	2.5	Comercio	NO
ONCHATORO	22	Otros	SI	SALFACORP	0.1	Otros	NO
COPEC	8.8	Otros	SI	SANTARITA	17.4	Otros	NO
CRISTALES	25	Otros	SI	SECURITY	4.1	Otros	NO

CTC	22.3	Telecomunicación	SI	SIEMEL	0.3	Otros	NO
EDELMAG	4.1	Energía Eléctrica	NO	SIPSA	1.2	Otros	NO
EDELPA	4.5	Otros	NO	SK	4.6	Finan. y Seguros	SI
ELECMETAL	8	Otros	NO	SMCHILEB	0.8	Otros	NO
EMBONORB	0.1	Otros	NO	SMCHILEE	0	Otros	NO
EMILIANA	0.2	Otros	NO	SONDA	2.6	Otros	NO
ENAEX	18	Otros	NO	SOQUICOM	3.5	Comercio	NO
ENELGXCH	20.4	Energía Eléctrica	SI	SQMA	0	Otros	NO
ENTEL	24.8	Telecomunicación	SI	SQMB	12	Otros	SI
EPERVA	0.5	Otros	SI	VAPORES	11.8	Otros	SI
EXCGE	7.4	Energía Eléctrica	NO	VENTANAS	1.7	Otros	NO
EXESVALA	10.1	Otros	NO	VOLCAN	1.8	Comercio	NO
EXWMTCL	13.6	Comercio	NO	VSPT	16.9	Otros	SI
FALABELLA	5.1	Comercio	SI	WATTS	0.5	Otros	NO
FASA	14.8	Otros	NO	ZOFRI	0.1	Comercio	NO

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Economática y Superintendencia de Pensiones.

Tabla 2: Variables

Variables	Descripción	Fuente
Volatilidad idiosincrática (VI)	Desviación estándar mensual de los residuos de la regresión de la serie de tiempo de los retornos diarios de un activo sobre el retorno diario de mercado.	Calculado en base a precios diarios de los activos e índice diario de mercado IGPA; Economática.
Volatility1	Desviación estándar mensual de los retornos diarios brutos	Calculado en base a precios diarios de los activos; Economática.
Volatility2	Desviación estándar mensual de la diferencia diaria de los retornos brutos y los retornos de mercado.	Calculado en base a precios diarios de los activos e índice diario de mercado IGPA; Economática.
Presión	Variación del número de acciones en poder las AFPs entre t y t-1 dividido por la cantidad de t-1.	Valores mensuales por AFP y fondo; Superintendencia de Pensiones
oustanding	Cantidad total de acciones emitidas	Economática.
afp_ow	Participación accionaria de la AFP en la empresa respectiva; número de acciones de un activo en posesión de la AFP dividido por la cantidad total de acciones emitidas.	Superintendencia de Pensiones; Economática.
lmcap	Logaritmo de la capitalización de mercado de la empresa.	Calculado en base al valor de mercado de la empresa; Economática.
lbtm	Logaritmo del ratio Book-to Market, considera que el valor de diciembre de t-2 es válido para el periodo que abarca de julio t-1 a junio de t.	Calculado en base al ratio book-to-market; Economática.
mom	Momentum, es el retorno acumulado de los últimos seis meses (t-1 a t-6).	Calculado en base a los precios de los activos; Economática.
toverm	Turnover, es el promedio de los últimos doce meses de los volúmenes transados, winsorizados al 1%, dividido por la capitalización de mercado.	Calculado en base a los volúmenes transados y capitalización de mercado; Economática.
BO	Breadth of ownership, Amplitud de propiedad, fracción de las AFPs que mantenían cierto activo.	Calculado en base a activos mantenidos por las AFPs; Superintendencia de Pensiones.

DO	Diferencias de opinión, es la desviación estándar en corte transversal de los pesos de cada acción del portafolio dividido por el peso promedio del portafolio total de las AFPs.	Calculado en base a afp_{ow} de cada activo en cada AFP y su valor promedio; Superintendencia de Pensiones
----	---	--

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 3: Estadística descriptiva, Empresas Tratadas vs No Tratadas 2007m5-2008m5

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	Promedio no tratadas	SD no tratadas	Promedio tratadas	SD tratadas
VI (%)	1.097	0.408	1.187	0.264
volatility1 (%)	1.685	1.178	1.873	0.813
volatility2 (%)	1.681	1.176	1.867	0.811
presion (%)	0.070	0.314	-0.113	0.749
Iliquidez ($\times 10^3$)	0.042	0.073	0.043	0.147
lncap(log $\text{C}\$$)	26.927	1.182	27.517	1.218
DO	0.617	0.367	0.326	0.311
BO	0.801	0.249	0.945	0.134
afp_ow (%)	5.995	5.713	12.629	7.440
mom (%)	8.338	27.620	4.385	25.683
lbtm	-0.692	0.507	-0.643	0.480
turnoverm	0.020	0.019	0.024	0.021

Nota: ver Tabla 1 para definición de variables.

Fuente: elaboración propia en base a datos de Económica y Superintendencia de Pensiones.

Tabla 4: Estadística descriptiva, Empresas Tratadas vs Control, 2007m9

Variable	(1) Promedio tratadas	(2) SD Tratadas	(3) Promedio Control	(4) SD Control
VI (%)	1.028	0.202	1.072	0.286
volatility1 (%)	1.250	0.443	1.400	0.680
volatility2 (%)	1.246	0.443	1.397	0.680
presion (%)	-0.135	0.328	-0.007	0.071
lmcap (log10 ¹² \$)	26.985	0.802	27.351	1.050
DO	0.439	0.354	0.601	0.371
BO	0.917	0.167	0.850	0.229
afp_ow (%)	13.331	8.011	6.021	5.731
mom (%)	16.602	20.530	19.807	19.116
lbtm	-0.468	0.487	-0.818	0.518
turnoverm	0.027	0.027	0.022	0.018
propb	86.451	16.420	89.239	14.269

Nota: ver Tabla 1 para definición de variables.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Económica y Superintendencia de Pensiones

Tabla 5: Test de Medias y Medianas, Empresas Tratadas vs Control, 2007m9

Variables	Tratadas		Control		Mean	P	Sig	Diff		
	Mean	Median	Mean	Median				Median	P	Sig
presion	-0.135	-0.02	-0.007	0	-0.128	0.223		-0.02	0.527	
lmcap	26.985	26.859	27.351	27.426	-0.366	0.304		-0.567	0.527	
DO	0.439	0.28	0.601	0.497	-0.162	0.06	*	-0.217	0.527	
BO	0.917	1	0.85	1	0.067	0.408		0	.	
afp_ow	13.331	12.799	6.021	3.561	7.31	0.001	***	9.238	0.011	**
mom	16.602	16.218	19.807	16.488	-3.205	0.862		-0.27	1	
lbtm	-0.468	-0.293	-0.818	-0.753	0.351	0.03	**	0.46	0.058	*
turnoverm	0.027	0.016	0.022	0.018	0.005	0.738		-0.002	1	
propb	86.451	94.76	89.239	95.517	-2.788	0.379		-0.757	.	

Nota: ver Tabla 1 para definición de variables.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Económica y Superintendencia de Pensiones

Tabla 6: Estadística descriptiva, Empresas Tratadas vs No Tratadas 2007m5-2008m4

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)
	Promedio No Tratadas	SD No Tratadas	Promedio Tratadas	SD Tratadas
Iliquidez ($\times 10^3$)	0.034	0.067	0.036	0.088
presion (%)	0.045	0.449	-0.106	0.768
lncap (log L\$)	26.569	1.438	27.508	1.213
DO	0.626	0.354	0.333	0.318
BO	0.784	0.261	0.939	0.143
afp_ow (%)	6.670	6.216	12.633	7.477
mom (%)	8.841	26.589	5.803	25.485
lbtm	-0.597	0.516	-0.635	0.482
turnoverm	0.017	0.018	0.024	0.021

Nota: ver Tabla 1 para definición de variables.

Fuente: elaboración propia en base a datos de Economía y Superintendencia de Pensiones.

Tabla 7: Test de Medias y Medianas, Empresas Tratadas vs No Tratadas 2007m5-2007m9

Variables	Tratadas		No Tratados		Media	P	Sig	Dif		
	Media	Mediana	Media	Mediana				Mediana	P	Sig
presion	-0.004	-0.002	0.022	0	-0.026	0.001	***	-0.002	0.05	**
iliquidez	0.028	0.002	0.04	0.012	-0.012	0	***	-0.01	0	***
lmcap	27.48	27.462	26.855	26.916	0.625	0	***	0.546	0.004	***
DO	0.354	0.191	0.644	0.553	-0.29	0	***	-0.362	0	***
BO	0.904	1	0.613	0.5	0.291	0	***	0.5	.	
afp_ow	12.605	11.926	4.216	1.821	8.389	0	***	10.105	0	***
mom	23.593	23.39	26.063	26.119	-2.47	0.508		-2.729	0.072	*
lbtm	-0.573	-0.412	-0.605	-0.58	0.032	0.588		0.168	0.297	
turnoverm	0.023	0.015	0.017	0.01	0.007	0	***	0.005	0.007	***

Nota: ver Tabla 1 para definición de variables.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Economía y Superintendencia de Pensiones

Tabla 8: Test de Medias y Medianas, Empresas Tratadas vs Control, 2007m9

Variables	Tratadas		Control		Media	P	Sig	Dif	Mediana	P	Sig
	Media	Mediana	Media	Mediana							
presion	-0.135	-0.02	-0.007	0	-0.128	0.223			-0.02	0.527	
lncap	26.985	26.859	27.351	27.426	-0.366	0.304			-0.567	0.527	
DO	0.439	0.28	0.601	0.497	-0.162	0.06	*		-0.217	0.527	
BO	0.917	1	0.85	1	0.067	0.408			0	.	
afp_ow	13.331	12.799	6.021	3.561	7.31	0.001	***		9.238	0.011	**
mom	16.602	16.218	19.807	16.488	-3.205	0.862			-0.27	1	
lbtm	-0.468	-0.293	-0.818	-0.753	0.351	0.03	**		0.46	0.058	*
turnoverm	0.027	0.016	0.022	0.018	0.005	0.738			-0.002	1	
propb	86.451	94.76	89.239	95.517	-2.788	0.379			-0.757	.	

Nota: ver Tabla 1 para definición de variables.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Economía y Superintendencia de Pensiones

Tabla 9: herding y sus proxies, 2007m8-2008m1

AFP	Mean	Std. Dev.	Median	min	max
cuprum					
herding	-.066	.114	.039	-.222	.049
leader	-.122	.13	-.188	-.29	.045
follower	-.027	.216	-.102	-.388	.251
distance	.003	.468	.002	-1.971	1.226
habitat					
herding	-.069	.124	.021	-.253	.06
leader	-.104	.12	-.13	-.282	.1
follower	-.076	.262	-.14	-.492	.314
distance	-.008	.268	.001	-.981	.973
plan vital					
herding	-.096	.108	-.047	-.25	.025
leader	-.118	.107	-.155	-.271	.08
follower	-.091	.253	-.152	-.492	.246
distance	.011	.24	.006	-.877	.816
provida					
herding	-.062	.112	.011	-.224	.064
leader	-.107	.093	-.106	-.247	.023
follower	-.086	.236	-.198	-.466	.236
distance	-.004	.399	.015	-.958	1.274
santa maría					
herding	-.032	.118	.013	-.24	.117
leader	-.077	.122	-.126	-.266	.067
follower	-.057	.271	-.116	-.549	.308
distance	.004	.335	-.039	-.578	1.298
summa					
herding	-.032	.141	.047	-.286	.104
leader	-.085	.218	-.174	-.395	.231
follower	-.063	.266	-.151	-.492	.352
distance	-.005	.339	-.015	-1.411	1.128
Industry					
herding	-.06	.122	.008	-.286	.117
leader	-.102	.139	-.109	-.395	.231
follower	-.066	.251	-.102	-.549	.352
distance	0	.352	-.006	-1.971	1.298

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 10: Matriz de correlaciones (correlaciones de pares)

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
(1) presion1	1.000												
(2) afp_ow	-0.008	1.000											
(3) lncap	-0.012	-0.114*	1.000										
(4) herding	0.028	0.015	0.004	1.000									
(5) BO	-0.026	0.448*	0.447*	-0.004	1.000								
(6) DO	0.051	-0.536*	-0.422*	0.040	-0.643*	1.000							
(7) distancia	-0.014	-0.000	0.000	0.001	0.000	-0.000	1.000						
(8) mom	-0.015	-0.080*	0.057	0.041	-0.205*	0.142*	0.000	1.000					
(9) vol	0.007	0.122*	-0.367*	-0.030	-0.267*	0.103*	-0.000	0.117*	1.000				
(10) turnover	0.026	0.231*	0.026	-0.003	0.153*	-0.205*	0.000	-0.093*	0.118*	1.000			
(11) iliquidez	-0.017	-0.019	-0.286*	-0.025	-0.253*	0.162*	-0.000	-0.162*	0.109*	-0.182*	1.000		
(12) lider	0.025	-0.001	0.008	0.192*	0.004	-0.002	0.004	-0.118*	0.043	0.007	-0.042	1.000	
(13) seguidor	-0.002	0.015	0.046	0.050	-0.013	0.028	-0.000	0.354*	-0.071*	0.007	-0.118*	0.224*	1.000

* muestra significancia a nivel de 0.01.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 11: Empresas Tratadas vs Control, VI, Volatilidad 1, Volatilidad 2 y GARCH(1,1), (2007m5-2008m5)

VARIABLES ⁸	Volatilidad Idiosincrática			Volatilidad 1			Volatilidad 2 ⁹			GARCH(1,1)		
Post	0.057**	0.004	0.234***	0.217**	0.025	0.366**	0.216**	0.025	0.369**	0.059**	0.021	-0.033
	(0.017)	(0.033)	(0.024)	(0.054)	(0.052)	(0.091)	(0.054)	(0.053)	(0.091)	(0.016)	(0.013)	(0.018)
Treated*Post	0.035*	0.055*	0.097*	0.119*	0.184**	0.273**	0.119*	0.184**	0.273**	0.030*	0.043***	0.056***
	(0.016)	(0.025)	(0.036)	(0.045)	(0.042)	(0.093)	(0.045)	(0.043)	(0.093)	(0.013)	(0.004)	(0.012)
Constante	1.143***	-7.568	-12.198	1.635***	-20.079	-43.537*	1.630***	-20.192	-43.516*	1.915***	-0.018	-4.970
	(0.008)	(6.598)	(6.739)	(0.020)	(16.001)	(18.151)	(0.020)	(16.017)	(18.149)	(0.006)	(2.026)	(2.394)
Observations	514	514	514	514	514	514	514	514	514	514	514	514
R-squared	0.019	0.049	0.220	0.027	0.056	0.430	0.027	0.056	0.427	0.042	0.066	0.480
Nº of grupos	40	40	40	40	40	40	40	40	40	40	40	40

⁸ La variable Treated no es reportada debido a colinealidad.

⁹ No se pudo calcular la distancia máxima a las empresas de control a través de Austin (2011), así se reemplazó por el valor estimado en Volatilidad 1 y se comprobó colocando valores menores, llegando a los mismos resultados. Mismo caso que en el modelo GARCH (1,1).

FE tiempo	NO	NO	SI	NO	NO	SI	NO	NO	SI	NO	NO	SI
FE industria-tiempo	NO	NO	SI	NO	NO	SI	NO	NO	SI	NO	NO	SI
Var. de Control ¹⁰ (1)	NO	SI	SI	NO	SI	SI	NO	SI	SI	NO	SI	SI

Errores estándar robustos en paréntesis; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(1) Las variables de control son: presión, afp_ow, lmcap, lbtm, mom, toverm, BO, DO

Fuente: Elaboración propia.

10 En ninguno de los modelos planteados se han obtenido variables de control cuyos coeficientes estimados presenten sistemáticamente significancia estadística.

Tabla 12: Tendencias paralelas e impacto mensual sobre proxies de Volatilidad

<i>Variables</i>	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
	Volatilidad Idiosincrática			Volatilidad 1			Volatilidad 2			promVG		
<i>Treated * Pre</i> _{2007 m6}	0.188** (0.058)	0.165** (0.057)	0.118** (0.028)	0.343 (0.189)	0.265 (0.191)	0.166 (0.115)	0.344 (0.188)	0.266 (0.191)	0.167 (0.115)	0.084 (0.040)	0.069 (0.038)	0.057 (0.028)
<i>Treated * Pre</i> _{2007 m7}	0.071 (0.076)	0.112 (0.068)	0.091 (0.074)	0.060 (0.253)	0.127 (0.199)	0.070 (0.154)	0.060 (0.253)	0.127 (0.199)	0.071 (0.154)	0.038 (0.059)	0.037 (0.053)	0.023 (0.037)
<i>Treated * Pre</i> _{2007 m8}	0.037 (0.063)	0.076 (0.070)	0.059 (0.077)	-0.240 (0.124)	-0.176 (0.193)	-0.189 (0.217)	-0.238 (0.123)	-0.174 (0.193)	-0.187 (0.217)	-0.013 (0.026)	-0.014 (0.038)	-0.022 (0.043)
<i>Treated * Pre</i> _{2007 m9}	-0.070 (0.088)	-0.018 (0.079)	-0.036 (0.079)	-0.287 (0.249)	-0.176 (0.209)	-0.182 (0.184)	-0.286 (0.248)	-0.176 (0.209)	-0.181 (0.184)	0.005 (0.042)	0.012 (0.038)	0.008 (0.029)
<i>Treated * Po</i> _{2007 m10}	0.121 (0.119)	0.173 (0.098)	0.145 (0.088)	0.113 (0.279)	0.233 (0.247)	0.167 (0.234)	0.114 (0.279)	0.235 (0.247)	0.168 (0.234)	0.058 (0.039)	0.067 (0.042)	0.053 (0.046)
<i>Treated * Post</i> _{2007 m11}	-0.042 (0.073)	0.020 (0.081)	0.019 (0.066)	-0.200 (0.211)	-0.036 (0.162)	-0.041 (0.121)	-0.199 (0.211)	-0.035 (0.162)	-0.040 (0.121)	0.024 (0.053)	0.043 (0.043)	0.038 (0.027)
<i>Treated * Post</i> _{2007 m12}	0.095 (0.050)	0.156*** (0.028)	0.164** (0.046)	0.169 (0.182)	0.329** (0.103)	0.344** (0.086)	0.169 (0.182)	0.329** (0.103)	0.344** (0.086)	0.117** (0.039)	0.132*** (0.027)	0.132*** (0.020)
<i>Treated * Post</i> _{2008 m1}	0.062 (0.036)	0.113 (0.061)	0.129** (0.045)	-0.240 (0.168)	-0.116 (0.150)	-0.105 (0.095)	-0.237 (0.168)	-0.114 (0.150)	-0.102 (0.094)	-0.047 (0.078)	-0.038 (0.065)	-0.034 (0.071)
<i>Treated * Post</i> _{2008 m2}	0.105** (0.026)	0.169 (0.093)	0.194 (0.105)	0.281** (0.061)	0.457* (0.208)	0.488 (0.262)	0.280** (0.062)	0.457* (0.208)	0.487 (0.262)	0.068* (0.025)	0.087 (0.050)	0.098 (0.054)
<i>Treated * Post</i> _{2008 m3}	0.118 (0.084)	0.173 (0.091)	0.192 (0.101)	0.157 (0.203)	0.308 (0.221)	0.363 (0.226)	0.158 (0.203)	0.309 (0.221)	0.364 (0.226)	0.048 (0.052)	0.069 (0.050)	0.074 (0.042)
<i>Treated * Post</i> _{2008 m4}	0.093* (0.037)	0.149 (0.071)	0.128 (0.073)	0.241 (0.126)	0.386 (0.205)	0.320 (0.202)	0.241 (0.126)	0.386 (0.205)	0.320 (0.202)	0.080** (0.022)	0.102** (0.030)	0.091** (0.025)
<i>Treated * Post</i> _{2008 m5}	0.120* (0.055)	0.186** (0.051)	0.189** (0.068)	0.372* (0.154)	0.537** (0.156)	0.514* (0.202)	0.372* (0.154)	0.537** (0.156)	0.514* (0.201)	0.102* (0.042)	0.126** (0.028)	0.113*** (0.022)

Constante	1.182*** (0.036)	-11.096 (6.526)	-11.949 (6.909)	1.753*** (0.155)	-42.224* (17.583)	-43.384* (18.645)	1.748*** (0.154)	-42.191* (17.588)	-43.359* (18.642)	1.912*** (0.028)	-5.232* (2.294)	-5.105 (2.516)
Observations	514	514	514	514	514	514	514	514	514	514	514	514
R-squared	0.125	0.171	0.230	0.348	0.399	0.441	0.345	0.396	0.439	0.406	0.441	0.492
N° of grupos	40	40	40	40	40	40	40	40	40	40	40	40
FE tiempo	NO	NO	SI	NO	NO	SI	NO	NO	SI	NO	NO	SI
FE industria-tiempo	NO	NO	SI	NO	NO	SI	NO	NO	SI	NO	NO	SI
Variables de Control	NO	SI	SI	NO	SI	SI	NO	SI	SI	NO	SI	SI
Test tendencias paralelas	F(3, 4) 64.33	F(3, 4) 3.06	F(3, 4) 5.89	F(3, 4) 69.91	F(3, 4) 1.52	F(3, 4) 1.82	F(3, 4) 68.96	F(3, 4) 1.5	F(3, 4) 1.78	F(3, 4) 3.76	F(3, 4) 2.14	F(3, 4) 124.44
Prob > F	0.0008	0.1542	0.0598	0.0007	0.3385	0.2839	0.0007	0.3425	0.2899	0.1167	0.2375	0.0002
Rechaza o no Ho	SI	NO	NO	SI	NO	NO	SI	NO	NO	NO	NO	SI
Cumple tend. paralelas	NO	SI	SI	NO	SI	SI	NO	SI	SI	SI	SI	NO

Errores estándar robustos en paréntesis; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia

Tabla 13: Efectos tratamiento promedio, valores p y p estandarizados

Fecha	Idyosincratic Volatility			Volatility 1			Volatility 2			Garch (1,1)		
	Efectos estimados escalados	Valores p	Valores p_std	Efectos estimados escalados	Valores p	Valores p_std	Efectos estimados escalados	Valores p	Valores p_std	Efectos estimados escalados	Valores p	Valores p_std
2007m10	0.108	0.030**	0.060*	0.180	0.173	0.301	0.294	0.000***	0.000***	-0.001	0.952	0.964
2007m11	-0.096	0.433	0.362	0.076	0.732	0.517	-0.248	0.110	0.123	-0.029	0.046**	0.136
2007m12	-0.028	0.669	0.532	0.143	0.298	0.319	0.074	0.652	0.898	0.057	0.000***	0.004***
2008m1	0.206	0.260	0.413	0.519	0.563	0.705	0.175	0.775	0.858	0.042	0.682	0.904
2008m2	0.177	0.160	0.249	0.439	0.057**	0.291	0.229	0.273	0.350	0.013	0.472	0.864
2008m3	0.280	0.000***	0.000***	0.506	0.000***	0.011**	0.330	0.044**	0.009***	0.026	0.104	0.023**
2008m4	0.041	0.360	0.335	0.115	0.215	0.646	0.235	0.013**	0.062*	0.013	0.327	0.081*
2008m5	0.008	0.845	0.792	0.145	0.264	0.934	0.129	0.202	0.822	0.010	0.583	0.539

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 14: Relación entre Iliquidez y Presión 2007m5-2008m4, empresas Tratadas y No Tratadas

	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	Iliquidez			
Presión	0.002*** (0.000)	0.002** (0.001)	0.003 (0.001)	0.003 (0.001)
Constante	0.037*** (0.000)	0.032*** (0.002)	0.037*** (0.000)	0.033*** (0.000)
Observaciones	1,089	1,089	1,089	1,089
R-cuadrado	0.000	0.016	0.046	0.046
Nº grupos	92	92	92	92
FE tiempo	NO	SI	NO	SI
FE industria-tiempo	NO	NO	SI	SI

Errores estándar robustos en paréntesis; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 15: Relación entre Iliquidez y Presión 2007m5-2008m4, empresas Tratadas y de Control

	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	Iliquidez			
Presión	0.001 (0.001)	0.002* (0.001)	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)
Constante	0.042*** (0.000)	0.021* (0.009)	0.075*** (0.000)	0.021*** (0.000)
Observaciones	480	480	480	480
R-cuadrado	0.000	0.074	0.108	0.108
Nº grupos	40	40	40	40
FE tiempo	NO	SI	NO	SI
FE industria-tiempo	NO	NO	SI	SI

Errores estándar robustos en paréntesis; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 16: Empresas Tratadas vs No Tratadas, DD sobre Iliquidez 2007m5-2008m4

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
VARIABLES ¹¹	Iliquidez							
<i>Post</i>	0.004*** (0.001)	0.010 (0.009)	-0.030** (0.011)	-0.028** (0.010)	-0.003 (0.002)	-0.009 (0.005)	-0.047** (0.016)	-0.058** (0.018)
<i>Treated * Post</i>	0.024* (0.011)	0.024* (0.011)	0.029** (0.010)	0.029** (0.010)	0.017* (0.008)	0.017* (0.008)	0.022** (0.007)	0.022** (0.007)
Presion	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.003 (0.001)	0.003 (0.001)	0.009** (0.003)	0.009** (0.003)	0.010** (0.003)	0.010** (0.003)
Constante	0.026*** (0.003)	0.024** (0.007)	0.024*** (0.000)	0.021*** (0.000)	1.117** (0.288)	0.842*** (0.166)	0.961*** (0.153)	0.968*** (0.155)
Observaciones	764	764	764	764	764	764	764	764
R-cuadrado	0.027	0.039	0.070	0.070	0.053	0.064	0.100	0.100
N° grupos	68	68	68	68	68	68	68	68
FE tiempo	NO	SI	NO	SI	NO	SI	NO	SI
FE industria-tiempo	NO	NO	SI	SI	NO	NO	SI	SI
Otros controles (1)	NO	NO	NO	NO	SI	SI	SI	SI

Errores estándar robustos en paréntesis; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
(1) afp_ow, lmcap, lbtm, mom, toverm, BO, DO

¹¹ La variable Treated ha sido eliminada de la regresión debido a colinealidad.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 17: Empresas Tratadas vs Control, DD sobre Ilquidez 2007m5-2008m4

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
VARIABLES ¹²	Ilquidez							
<i>Post</i>	0.014*	0.026	-0.029*	-0.021**	-0.002	0.007	-0.063***	-0.030**
	(0.005)	(0.013)	(0.011)	(0.007)	(0.003)	(0.006)	(0.006)	(0.008)
<i>Treated * Post</i>	0.027**	0.027**	0.026*	0.026*	0.017*	0.017*	0.018**	0.018**
	(0.009)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.007)	(0.006)	(0.007)	(0.007)
Presion	0.004***	0.004**	0.005***	0.005***	0.009**	0.010**	0.012***	0.012***
	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.002)	(0.003)	(0.001)	(0.001)
Constante	0.027***	0.020*	0.021***	0.020***	0.988***	0.477	0.664*	0.681*
	(0.006)	(0.009)	(0.000)	(0.000)	(0.189)	(0.257)	(0.255)	(0.249)
Observaciones	480	480	480	480	480	480	480	480
R-cuadrado	0.048	0.083	0.116	0.116	0.082	0.104	0.143	0.143
N° grupos	40	40	40	40	40	40	40	40
FE tiempo	NO	SI	NO	SI	NO	SI	NO	SI
FE industria-tiempo	NO	NO	SI	SI	NO	NO	SI	SI
Otros controles (1)	NO	NO	NO	NO	SI	SI	SI	SI

Errores estándar robustos en paréntesis; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(1) afp_ow, lmcap, lbtm, mom, toverm, BO, DO

¹² La variable Treated ha sido eliminada de la regresión debido a colinealidad.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 18: Tendencias paralelas y efecto promedio de tratamiento sobre iliquidez, empresas Tratadas vs Control 2007m5-2008m4

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Iliquidez							
<i>Treated * Pre</i> _{2007m6}	-0.013 (0.007)	-0.013 (0.007)	-0.014 (0.008)	-0.014 (0.008)	-0.017 (0.009)	-0.017 (0.009)	-0.019 (0.009)	-0.019 (0.009)
<i>Treated * Pre</i> _{2007m7}	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.006)	-0.003 (0.006)	-0.001 (0.008)	-0.001 (0.008)
<i>Treated * Pre</i> _{2007m8}	0.009* (0.004)	0.009* (0.004)	0.008 (0.004)	0.008 (0.004)	0.004 (0.009)	0.004 (0.009)	0.007 (0.012)	0.007 (0.012)
<i>Treated * Pre</i> _{2007m9}	-0.008 (0.004)	-0.008 (0.004)	-0.011** (0.003)	-0.011** (0.003)	-0.014* (0.005)	-0.014* (0.005)	-0.012* (0.004)	-0.012* (0.004)
<i>Treated * Po</i> _{2007m10}	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.004)	-0.003 (0.005)	-0.003 (0.005)	-0.007 (0.008)	-0.007 (0.008)	-0.006 (0.009)	-0.006 (0.009)
<i>Treated * Post</i> _{2007m11}	0.048* (0.018)	0.048* (0.018)	0.047* (0.021)	0.047* (0.021)	0.038* (0.016)	0.038* (0.016)	0.040 (0.021)	0.040 (0.021)
<i>Treated * Post</i> _{2007m12}	0.014 (0.008)	0.014 (0.008)	0.014 (0.009)	0.014 (0.009)	-0.002 (0.004)	-0.002 (0.004)	0.002 (0.008)	0.002 (0.008)
<i>Treated * Post</i> _{2008m1}	0.043** (0.011)	0.043** (0.011)	0.040** (0.011)	0.040** (0.011)	0.024 (0.011)	0.024 (0.011)	0.025* (0.010)	0.025* (0.010)
<i>Treated * Post</i> _{2008m2}	0.022** (0.006)	0.022** (0.006)	0.021*** (0.004)	0.021*** (0.004)	0.003 (0.008)	0.003 (0.008)	0.007 (0.005)	0.007 (0.005)
<i>Treated * Post</i> _{2008m3}	0.078** (0.027)	0.078** (0.027)	0.079** (0.028)	0.079** (0.028)	0.056* (0.023)	0.056* (0.023)	0.062* (0.025)	0.062* (0.025)
<i>Treated * Post</i> _{2008m4}	-0.033* (0.014)	-0.033* (0.014)	-0.039** (0.010)	-0.039** (0.010)	-0.055* (0.021)	-0.055* (0.021)	-0.058** (0.016)	-0.058** (0.016)
presion	0.005** (0.002)	0.005** (0.002)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.013** (0.004)	0.013** (0.004)	0.015*** (0.002)	0.015*** (0.002)
Constante	0.020* (0.009)	0.020* (0.009)	0.032*** (0.002)	0.032*** (0.002)	0.632* (0.269)	0.632* (0.269)	0.750* (0.310)	0.750* (0.310)
Observaciones	480	480	480	480	480	480	480	480
R-cuadrado	0.120	0.120	0.154	0.154	0.170	0.170	0.206	0.206

N° grupos	40	40	40	40	40	40	40	40
FE tiempo	NO	SI	NO	SI	NO	SI	NO	SI
FE industria-tiempo	NO	NO	SI	SI	NO	NO	SI	SI
Otros controles (1)	NO	NO	NO	NO	SI	SI	SI	SI
Test tendencias paralelas	F(3, 4) 5.09	F(3, 4) 5.09	F(3, 4) 4.98	F(3, 4) 4.98	F(3, 4) 1.37	F(3, 4) 1.37	F(3, 4) 2.87	F(3, 4) 2.87
Prob > F	0.0749	0.0749	0.0775	0.0775	0.3725	0.3725	0.1675	0.1675
Rechaza Ho	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO	NO
Cumple tend. Paralelas	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI	SI

Errores estándar robustos en paréntesis; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(1) *afp_ow*, *lmcap*, *lbtm*, *mom*, *toverm*, *BO*, *DO*

Fuente: Elaboración propia

Tabla 19: Tendencias paralelas y efecto promedio de tratamiento sobre iliquidez, empresas Tratadas vs No Tratadas 2007m5-2008m4

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Iliquidez							
<i>Treated * Pre</i> _{2007m6}	-0.016 (0.013)	-0.016 (0.013)	-0.018 (0.013)	-0.018 (0.013)	-0.019 (0.015)	-0.019 (0.015)	-0.020 (0.015)	-0.020 (0.015)
<i>Treated * Pre</i> _{2007m7}	-0.001 (0.005)	-0.001 (0.005)	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.004)	-0.004 (0.005)	-0.004 (0.005)	-0.003 (0.006)	-0.003 (0.006)
<i>Treated * Pre</i> _{2007m8}	0.018 (0.012)	0.018 (0.012)	0.020 (0.013)	0.020 (0.013)	0.012 (0.011)	0.012 (0.011)	0.015 (0.013)	0.015 (0.013)
<i>Treated * Pre</i> _{2007m9}	0.007 (0.003)	0.007 (0.003)	0.007* (0.004)	0.007* (0.004)	-0.000 (0.003)	-0.000 (0.003)	0.002 (0.004)	0.002 (0.004)
<i>Treated * Po</i> _{2007m10}	-0.002 (0.005)	-0.002 (0.005)	-0.002 (0.005)	-0.002 (0.005)	-0.010* (0.005)	-0.010* (0.005)	-0.009* (0.004)	-0.009* (0.004)
<i>Treated * Post</i> _{2007m11}	0.042** (0.015)	0.042** (0.015)	0.050** (0.014)	0.050** (0.014)	0.031** (0.011)	0.031** (0.011)	0.040** (0.010)	0.040** (0.010)
<i>Treated * Post</i> _{2007m12}	0.023**	0.023**	0.023*	0.023*	0.010**	0.010**	0.012*	0.012*

	(0.008)	(0.008)	(0.010)	(0.010)	(0.003)	(0.003)	(0.005)	(0.005)
<i>Treated * Post</i> _{2008 m1}	0.036**	0.036**	0.045***	0.045***	0.023**	0.023**	0.034***	0.034***
	(0.012)	(0.012)	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.002)	(0.002)
<i>Treated * Post</i> _{2008 m2}	0.030*	0.030*	0.036**	0.036**	0.020**	0.020**	0.027***	0.027***
	(0.012)	(0.012)	(0.011)	(0.011)	(0.006)	(0.006)	(0.005)	(0.005)
<i>Treated * Post</i> _{2008 m3}	0.058	0.058	0.067	0.067	0.050	0.050	0.060*	0.060*
	(0.036)	(0.036)	(0.037)	(0.037)	(0.028)	(0.028)	(0.028)	(0.028)
<i>Treated * Post</i> _{2008 m4}	-0.004	-0.004	-0.004	-0.004	-0.010	-0.010	-0.009	-0.009
	(0.005)	(0.005)	(0.003)	(0.003)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.012)
presion	0.003	0.003	0.003	0.003	0.010*	0.010*	0.010*	0.010*
	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.005)
Constante	0.024**	0.024**	0.037***	0.037***	1.050***	1.050***	1.186***	1.186***
	(0.007)	(0.007)	(0.004)	(0.004)	(0.162)	(0.162)	(0.169)	(0.169)
Observaciones	764	764	764	764	764	764	764	764
R-cuadrado	0.061	0.061	0.097	0.097	0.103	0.103	0.143	0.143
Nº grupos	68	68	68	68	68	68	68	68
FE tiempo	NO	SI	NO	SI	NO	SI	NO	SI
FE industria-tiempo	NO	NO	SI	SI	NO	NO	SI	SI
Otros controles (1)	NO	NO	NO	NO	SI	SI	SI	SI
Test tendencias paralelas	F(3, 5) 2.54	F(3, 5) 2.54	F(3, 5) 3.38	F(3, 5) 3.38	F(3, 5) 2.76	F(3, 5) 2.76	F(3, 5) 6.47	F(3, 5) 6.47
Prob > F	0.1699	0.1699	0.1114	0.1114	0.1512	0.1512	0.0358	0.0358
Rechaza Ho	NO	NO	NO	NO	NO	NO	SI	SI
Cumple tend. Paralelas	SI	SI	SI	SI	SI	SI	NO	NO

Errores estándar robustos en paréntesis; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(1) afp_ow, lmcap, lbtm, mom, toverm, BO, DO

Fuente: Elaboración propia

Tabla 20: Asimetrías de información

	(1)	(2)	(3)
VARIABLES ¹³		iliquidez	
Post	0.016 (0.009)	-0.004 (0.006)	-0.037*** (0.006)
Treated*Post	-0.002 (0.005)	-0.013 (0.009)	-0.006 (0.009)
Asimetria*Post	-0.004 (0.007)	-0.000 (0.009)	0.000 (0.006)
Asimetria*Post*Treated	0.043** (0.013)	0.044* (0.017)	0.035* (0.016)
presion	0.004*** (0.001)	0.009** (0.003)	0.012*** (0.001)
lmcap		-0.032*** (0.006)	-0.019 (0.010)
DO		-0.037** (0.013)	-0.038** (0.013)
BO		-0.043 (0.022)	-0.085*** (0.006)
afp_ow		-0.008** (0.003)	-0.009*** (0.001)
mom		-0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)
lbtm		-0.033 (0.038)	-0.065* (0.029)
turnoverm		0.418 (0.344)	0.517** (0.166)
Constante	0.027*** (0.005)	1.021*** (0.162)	0.730* (0.265)
Observaciones	480	480	480
R-cuadrado	0.056	0.092	0.148
Nº grupos	40	40	40
FE tiempo	NO	NO	SI
FE industria-tiempo	NO	NO	SI
Otros controles (1)	NO	SI	SI

Errores estándar robustos en paréntesis; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1;

(1) afp_ow lmcap lbtm mom turnover BO DO

13 La variable Treated ha sido eliminada de la regresión debido a colinealidad.

Fuente: Elaboración propia

Tabla 21: Presión 2007m8-2008m1

VARIABLES: Participación accionaria de la AFP en la empresa respectiva (afp_ow), número de acciones de un activo determinado en posesión de la AFP dividido por la cantidad total de acciones emitidas (outstanding). Logaritmo de la capitalización de mercado de la empresa (lncap). Amplitud de propiedad (Breadth of ownership; BO), fracción de las AFPs que mantenían cierto activo. Diferencias de opinión (DO) es la desviación estándar en corte transversal de los pesos de cada acción del portafolio dividido por el peso promedio del portafolio total de las AFPs. Momentum (mom) es el retorno acumulado de los últimos seis meses (t-1 a t-6). Volatilidad (Vol) desviación standard de los retornos de los últimos doce meses (t-1 a t-12). Turnover (toverm) es el promedio de los últimos doce meses de los volúmenes transados, winsorizados al 1%, dividido por la capitalización de mercado.

VARIABLES /Lag	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
afp_ow	-1.871** (0.516)	-2.607* (1.016)	-2.249*** (0.536)	-2.773* (1.089)	-2.337*** (0.555)	-2.822** (1.070)
lncap	-0.078** (0.030)	-0.142*** (0.032)	-0.013 (0.031)	-0.037 (0.033)	-0.017 (0.033)	-0.050 (0.033)
BO		0.734** (0.256)		0.740** (0.197)		0.756** (0.213)
DO		-0.101 (0.070)		-0.179* (0.084)		-0.246*** (0.045)
mom		0.001** (0.000)		0.000 (0.000)		0.000 (0.000)
vol		-0.177 (0.466)		0.071 (0.469)		-0.045 (0.536)
toverm		-2.529 (2.910)		-2.914 (2.204)		-2.390 (2.285)
FE tiempo	no	no	si	si	no	no
FE industria-tiempo	no	no	no	no	si	si
Observaciones	1,945	1,945	1,945	1,945	1,945	1,945
R-cuadrado	0.010	0.021	0.046	0.055	0.058	0.069
N° grupos	335	335	335	335	335	335

Errores estándar robustos en paréntesis; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 22: Presión 2007m8-2008m1, Herding más Iliquidez

VARIABLES: Participación accionaria de la AFP en la empresa respectiva (afp_ow), número de acciones de un activo determinado en posesión de la AFP dividido por la cantidad total de acciones emitidas (outstanding). Logaritmo de la capitalización de mercado de la empresa (lncap), valor promedio, calculado sobre los días del mes que existieron transacciones, del valor absoluto del retorno de la acción sobre el Volumen-Pesos (valor en pesos del volumen transado) del día T. Amplitud de propiedad (Breadth of ownership; BO), fracción de las AFPs que mantenían cierto activo. Diferencias de opinión (DO) es la desviación estándar en corte transversal de los pesos de cada acción del portafolio dividido por el peso promedio del portafolio total de las AFPs. Volatilidad (Vol) desviación standard de los retornos de los últimos doce meses (t-1 a t-12). Turnover (toverm) es el promedio de los últimos doce meses de los volúmenes transados, winsorizados al 1%, dividido por la capitalización de mercado.

VARIABLES /Lag	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
afp_ow	-2.813** (0.992)	-2.755** (0.976)	-2.772* (1.089)	-2.699* (1.067)	-2.820** (1.070)	-2.751** (1.043)
lncap	-0.150*** (0.032)	-0.150*** (0.032)	-0.038 (0.033)	-0.039 (0.033)	-0.051 (0.033)	-0.051 (0.033)
herding	0.034 (0.028)	0.034 (0.028)	-0.076** (0.025)	-0.075** (0.025)	-0.074** (0.024)	-0.074** (0.025)
iliquidez		0.043** (0.012)		0.056*** (0.013)		0.046* (0.023)
BO	0.778** (0.258)	0.790** (0.262)	0.742** (0.197)	0.758** (0.203)	0.758** (0.213)	0.770** (0.221)
DO	-0.124 (0.089)	-0.125 (0.087)	-0.179* (0.084)	-0.180* (0.081)	-0.246*** (0.045)	-0.246*** (0.043)
mom	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
vol	-0.168 (0.438)	-0.177 (0.448)	0.068 (0.466)	0.054 (0.484)	-0.047 (0.533)	-0.063 (0.551)
toverm	-2.466 (2.846)	-2.464 (2.835)	-2.898 (2.199)	-2.894 (2.192)	-2.375 (2.280)	-2.368 (2.285)
FE tiempo	no	no	si	si	no	no
FE industria-tiempo	no	no	no	no	si	si
Observaciones	1,945	1,945	1,945	1,945	1,945	1,945
R-cuadrado	0.022	0.022	0.056	0.056	0.069	0.069
N° grupos	335	335	335	335	335	335

Errores estándar robustos en paréntesis; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 23: Terciles de tamaño

Variables: Participación accionaria de la AFP en la empresa respectiva (afp_ow), número de acciones de un activo determinado en posesión de la AFP dividido por la cantidad total de acciones emitidas (outstanding). Amplitud de propiedad (Breadth of ownership; BO), fracción de las AFPs que mantenían cierto activo. Diferencias de opinión (DO) es la desviación estándar en corte transversal de los pesos de cada acción del portafolio dividido por el peso promedio del portafolio total de las AFPs. Volatilidad (Vol) desviación standard de los retornos de los últimos doce meses (t-1 a t-12). Turnover (toverm) es el promedio de los últimos doce meses de los volúmenes transados, winsorizados al 1%, dividido por la capitalización de mercado.

VARIABLES /Lag	Tercil 1		Tercil 2		Tercil 3	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
afp_ow	-3.340*** (0.313)	-3.351*** (0.329)	-1.649 (3.871)	-9.080** (2.743)	-0.690 (1.592)	0.945 (1.882)
herding	-0.144 (0.051)	-0.148* (0.048)	-0.081 (0.112)	-0.080 (0.112)	0.037 (0.040)	0.037 (0.041)
iliquidez	0.084 (0.031)	0.113*** (0.011)	-0.051 (0.056)	-0.011 (0.043)	-1.097** (0.347)	-0.909* (0.415)
BO	0.979*** (0.046)	1.000*** (0.032)	0.673** (0.118)	0.828** (0.217)	-	-
DO	-0.427 (0.151)	-0.447 (0.180)	-0.125 (0.053)	-0.194 (0.101)	0.040 (0.070)	0.002 (0.118)
mom	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)	0.001 (0.000)	-0.000 (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001 (0.001)
vol	-0.531 (0.193)	-0.466 (0.267)	0.475 (0.648)	1.259** (0.273)	0.258 (0.717)	-0.367 (0.946)
turnoverm	-0.443 (0.274)	-0.393 (0.581)	-7.257** (1.466)	-8.874** (1.907)	2.405 (2.772)	1.233 (3.425)
FE tiempo	si	no	si	no	si	no
FE industria-tiempo	no	si	no	si	no	si
Observaciones	653	653	650	650	642	642
R-cuadrado	0.073	0.077	0.063	0.116	0.102	0.137
N° grupos	126	126	129	129	108	108

Errores estándar robustos en paréntesis; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 24: Robustez usando distancia

VARIABLES: Participación accionaria de la AFP en la empresa respectiva (afp_ow), número de acciones de un activo determinado en posesión de la AFP dividido por la cantidad total de acciones emitidas (outstanding). Logaritmo de la capitalización de mercado de la empresa (lncap), valor promedio, calculado sobre los días del mes que existieron transacciones, del valor absoluto del retorno de la acción sobre el Volumen-Pesos (valor en pesos del volumen transado) del día T. Amplitud de propiedad (Breadth of ownership; BO), fracción de las AFPs que mantenían cierto activo. Diferencias de opinión (DO) es la desviación estándar en corte transversal de los pesos de cada acción del portafolio dividido por el peso promedio del portafolio total de las AFPs. Volatilidad (Vol) desviación standard de los retornos de los últimos doce meses (t-1 a t-12). Turnover (toverm) es el promedio de los últimos doce meses de los volúmenes transados, winsorizados al 1%, dividido por la capitalización de mercado.

VARIABLES /Lag	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
afp_ow	-2.596** (1.000)	-2.541** (0.987)	-2.759** (1.073)	-2.687* (1.053)	-2.809** (1.053)	-2.740** (1.028)
lncap	-0.145*** (0.032)	-0.145*** (0.032)	-0.040 (0.032)	-0.040 (0.032)	-0.053 (0.031)	-0.053 (0.032)
distancia	-0.230*** (0.036)	-0.230*** (0.036)	-0.229*** (0.037)	-0.229*** (0.037)	-0.230*** (0.037)	-0.230*** (0.037)
iliquidez		0.038** (0.013)		0.056*** (0.012)		0.046* (0.021)
BO	0.766** (0.247)	0.776** (0.250)	0.772*** (0.188)	0.788*** (0.194)	0.788** (0.204)	0.801** (0.212)
DO	-0.101 (0.070)	-0.101 (0.068)	-0.178* (0.084)	-0.179* (0.081)	-0.246*** (0.045)	-0.246*** (0.043)
mom	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
vol	-0.193 (0.462)	-0.200 (0.472)	0.053 (0.466)	0.040 (0.483)	-0.057 (0.533)	-0.073 (0.550)
toverm	-2.455 (2.826)	-2.454 (2.819)	-2.838 (2.127)	-2.835 (2.119)	-2.328 (2.208)	-2.321 (2.213)
FE tiempo	no	no	si	si	no	no
FE industria-tiempo	no	no	no	no	si	si
Observaciones	1,945	1,945	1,945	1,945	1,945	1,945
R-cuadrado	0.046	0.046	0.080	0.080	0.094	0.094
N° grupos	335	335	335	335	335	335

Errores estándar robustos en paréntesis; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 25: Distancia y terciles de tamaño

Variables: Participación accionaria de la AFP en la empresa respectiva (afp_ow), número de acciones de un activo determinado en posesión de la AFP dividido por la cantidad total de acciones emitidas (outstanding). Amplitud de propiedad (Breadth of ownership; BO), fracción de las AFPs que mantenían cierto activo. Diferencias de opinión (DO) es la desviación estándar en corte transversal de los pesos de cada acción del portafolio dividido por el peso promedio del portafolio total de las AFPs. Volatilidad (Vol) desviación standard de los retornos de los últimos doce meses (t-1 a t-12). Turnover (toverm) es el promedio de los últimos doce meses de los volúmenes transados, winsorizados al 1%, dividido por la capitalización de mercado.

VARIABLES /Lag	Tercil 1		Tercil 2		Tercil 3	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
afp_ow	-3.232*** (0.300)	-3.247*** (0.321)	-1.659 (3.840)	-8.955* (2.851)	-0.690 (1.592)	0.945 (1.882)
distancia	-0.798*** (0.052)	-0.798*** (0.053)	-0.565 (0.266)	-0.568 (0.271)	-0.119** (0.031)	-0.119** (0.032)
iliquidez	0.081 (0.028)	0.109** (0.012)	-0.050 (0.055)	-0.012 (0.044)	-1.097** (0.347)	-0.909* (0.415)
BO	1.052*** (0.040)	1.072*** (0.027)	0.816** (0.149)	0.991** (0.258)	-	-
DO	-0.427 (0.152)	-0.447 (0.180)	-0.127* (0.052)	-0.201 (0.111)	0.040 (0.070)	0.002 (0.118)
mom	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)	0.001 (0.000)	-0.000 (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001 (0.001)
vol	-0.542 (0.207)	-0.475 (0.277)	0.408 (0.628)	1.194** (0.263)	0.258 (0.717)	-0.367 (0.946)
turnoverm	-0.625 (0.241)	-0.569 (0.557)	-6.911** (1.230)	-8.616** (1.615)	2.405 (2.772)	1.233 (3.425)
FE tiempo	si	no	si	no	si	no
FE industria-tiempo	no	si	no	si	no	si
Observaciones	653	653	650	650	642	642
R-cuadrado	0.113	0.117	0.126	0.179	0.142	0.176
N° grupos	126	126	129	129	108	108

Errores estándar robustos en paréntesis; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
Fuente: Elaboración propia.

Tabla 26: Presión 2007m8-2008m1, líder más Iliquidez

VARIABLES /Lag

Variables: Participación accionaria de la AFP en la empresa respectiva (afp_ow), número de acciones de un activo determinado en posesión de la AFP dividido por la cantidad total de acciones emitidas (outstanding). Logaritmo de la capitalización de mercado de la empresa (lncap). valor promedio, calculado sobre los días del mes que existieron transacciones, del valor absoluto del retorno de la acción sobre el Volumen-Pesos (valor en pesos del volumen transado) del día T. Amplitud de propiedad (Breadth of ownership; BO), fracción de las AFPs que mantenían cierto activo. Diferencias de opinión (DO) es la desviación estándar en corte transversal de los pesos de cada acción del portafolio dividido por el peso promedio del portafolio total de las AFPs. Volatilidad (Vol) desviación standard de los retornos de los últimos doce meses (t-1 a t-12). Turnover (toverm) es el promedio de los últimos doce meses de los volúmenes transados, winsorizados al 1%, dividido por la capitalización de mercado.

VARIABLES /Lag	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
afp_ow	-2.659*	-2.813**	-2.863**	-2.588*	-2.755*	-2.810**
	(1.035)	(1.090)	(1.072)	(1.012)	(1.073)	(1.048)
lncap	-0.140***	-0.031	-0.042	-0.140***	-0.031	-0.042
	(0.032)	(0.032)	(0.033)	(0.032)	(0.032)	(0.033)
lider	0.037	-0.403***	-0.404***	0.038	-0.402***	-0.404***
	(0.019)	(0.048)	(0.048)	(0.020)	(0.048)	(0.048)
iliquidez				0.049**	0.045**	0.035
				(0.015)	(0.012)	(0.022)
BO	0.742**	0.725**	0.738**	0.755**	0.738**	0.748**
	(0.251)	(0.195)	(0.213)	(0.257)	(0.201)	(0.220)
DO	-0.118	-0.176*	-0.241***	-0.119	-0.177*	-0.241***
	(0.076)	(0.083)	(0.044)	(0.074)	(0.081)	(0.043)
mom	0.001**	0.000	0.000	0.001**	0.000	0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
vol	-0.178	0.106	-0.014	-0.188	0.096	-0.027
	(0.479)	(0.465)	(0.529)	(0.493)	(0.479)	(0.542)
toverm	-2.436	-2.895	-2.366	-2.433	-2.892	-2.361
	(2.894)	(2.198)	(2.272)	(2.885)	(2.193)	(2.277)
Constant	2.555***	0.420	0.666	2.531***	0.405	0.655
	(0.550)	(0.575)	(0.557)	(0.547)	(0.570)	(0.555)
FE tiempo	no	si	no	no	si	no
FE industria-tiempo	no	no	si	no	no	si
Observaciones	1,945	1,945	1,945	1,945	1,945	1,945
R-cuadrado	0.022	0.083	0.097	0.023	0.083	0.097
N° grupos	335	335	335	335	335	335

Errores estándar robustos en paréntesis; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 27: Líder e iliquidez, Terciles de tamaño

VARIABLES /Lag

Variables: Participación accionaria de la AFP en la empresa respectiva (afp_ow), número de acciones de un activo determinado en posesión de la AFP dividido por la cantidad total de acciones emitidas (outstanding). Amplitud de propiedad (Breadth of ownership; BO), fracción de las AFPs que mantenían cierto activo. Diferencias de opinión (DO) es la desviación estándar en corte transversal de los pesos de cada acción del portafolio dividido por el peso promedio del portafolio total de las AFPs. Volatilidad (Vol) desviación standard de los retornos de los últimos doce meses (t-1 a t-12). Turnover (toverm) es el promedio de los últimos doce meses de los volúmenes transados, winsorizados al 1%, dividido por la capitalización de mercado.

VARIABLES /Lag	Tercil 1		Tercil 2		Tercil 3	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
afp_ow	-3.423*** (0.290)	-3.456*** (0.336)	-1.675 (3.848)	-9.122** (2.644)	-0.690 (1.592)	0.945 (1.882)
lider	-0.503** (0.054)	-0.507*** (0.049)	-0.444* (0.183)	-0.443* (0.185)	-0.240** (0.060)	-0.240** (0.062)
iliquidez	0.064 (0.026)	0.090** (0.010)	-0.061 (0.059)	-0.021 (0.043)	-1.097** (0.347)	-0.909* (0.415)
BO	0.940*** (0.039)	0.956*** (0.032)	0.665** (0.115)	0.817** (0.208)		
DO	-0.411 (0.150)	-0.423 (0.186)	-0.128* (0.054)	-0.195 (0.098)	0.040 (0.070)	0.002 (0.118)
mom	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)	0.001 (0.000)	-0.000 (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001 (0.001)
vol	-0.464 (0.201)	-0.384 (0.243)	0.462 (0.667)	1.168** (0.294)	0.258 (0.717)	-0.367 (0.946)
turnoverm	-0.292 (0.277)	-0.168 (0.656)	-7.311** (1.506)	-8.770** (1.886)	2.405 (2.772)	1.233 (3.425)
FE tiempo	si	no	si	no	si	no
FE industria-tiempo	no	si	no	si	no	si
Observaciones	653	653	650	650	642	642
R-cuadrado	0.099	0.103	0.098	0.150	0.126	0.161
N° grupos	126	126	129	129	108	108

Errores estándar robustos en paréntesis; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 28: robustez seguidor e iliquidez

VARIABLES /Lag

Variables: Participación accionaria de la AFP en la empresa respectiva (afp_ow), número de acciones de un activo determinado en posesión de la AFP dividido por la cantidad total de acciones emitidas (outstanding). Logaritmo de la capitalización de mercado de la empresa (lmcap). valor promedio, calculado sobre los días del mes que existieron transacciones, del valor absoluto del retorno de la acción sobre el Volumen-Pesos (valor en pesos del volumen transado) del día T. Amplitud de propiedad (Breadth of ownership; BO), fracción de las AFPs que mantenían cierto activo. Diferencias de opinión (DO) es la desviación estándar en corte transversal de los pesos de cada acción del portafolio dividido por el peso promedio del portafolio total de las AFPs. Volatilidad (Vol) desviación standard de los retornos de los últimos doce meses (t-1 a t-12). Turnover (toverm) es el promedio de los últimos doce meses de los volúmenes transados, winsorizados al 1%, dividido por la capitalización de mercado.

VARIABLES /Lag	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
afp_ow	-2.662** (1.021)	-2.605** (1.005)	-2.797* (1.093)	-2.724* (1.072)	-2.847** (1.072)	-2.779** (1.046)
lmcap	-0.149*** (0.034)	-0.149*** (0.034)	-0.034 (0.031)	-0.034 (0.031)	-0.046 (0.032)	-0.046 (0.032)
seguidor	0.013 (0.015)	0.013 (0.015)	0.447*** (0.056)	0.447*** (0.056)	0.447*** (0.056)	0.446*** (0.056)
iliquidez		0.039** (0.013)		0.056*** (0.013)		0.045 (0.023)
BO	0.746** (0.258)	0.756** (0.261)	0.741** (0.198)	0.757** (0.204)	0.757** (0.213)	0.769** (0.221)
DO	-0.111 (0.081)	-0.112 (0.079)	-0.177* (0.084)	-0.178* (0.081)	-0.244*** (0.044)	-0.244*** (0.043)
mom	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
vol	-0.178 (0.458)	-0.186 (0.468)	0.073 (0.464)	0.060 (0.482)	-0.040 (0.531)	-0.056 (0.548)
toverm	-2.438 (2.946)	-2.436 (2.938)	-2.941 (2.183)	-2.937 (2.176)	-2.430 (2.267)	-2.424 (2.272)
constante	2.732*** (0.577)	2.716*** (0.573)	0.330 (0.568)	0.311 (0.561)	0.590 (0.539)	0.576 (0.537)
FE tiempo	no	no	si	si	no	no
FE industria-tiempo	no	no	no	no	si	si
Observaciones	1,945	1,945	1,945	1,945	1,945	1,945
R-cuadrado	0.021	0.021	0.070	0.071	0.084	0.084
N° grupos	335	335	335	335	335	335

Errores estándar robustos en paréntesis; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 29: Seguidor y terciles de tamaño

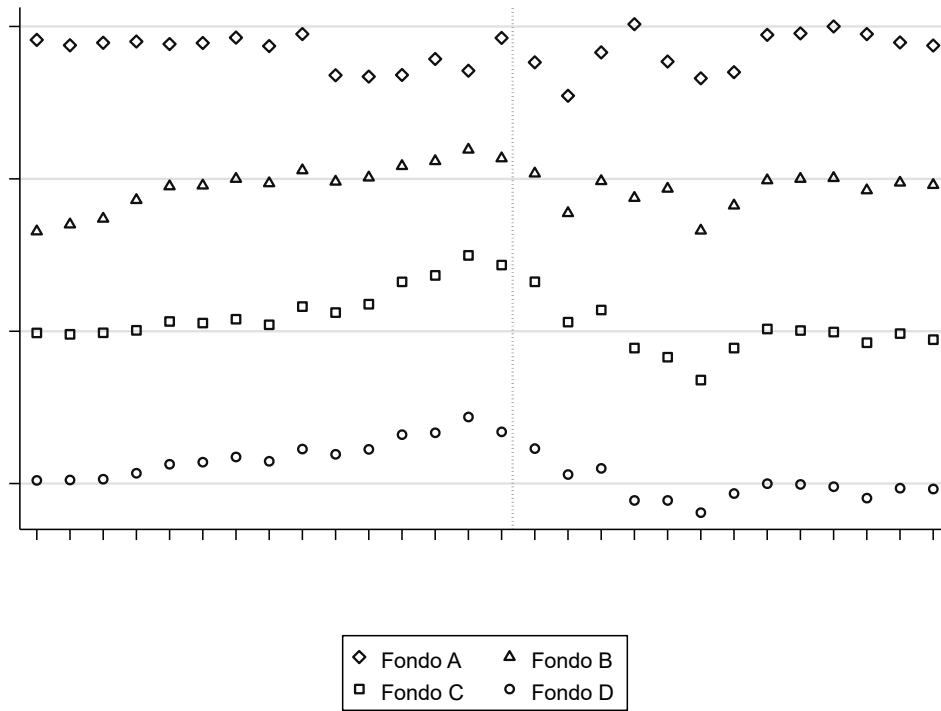
Variables: Participación accionaria de la AFP en la empresa respectiva (afp_ow), número de acciones de un activo determinado en posesión de la AFP dividido por la cantidad total de acciones emitidas (outstanding). Amplitud de propiedad (Breadth of ownership; BO), fracción de las AFPs que mantenían cierto activo. Diferencias de opinión (DO) es la desviación estándar en corte transversal de los pesos de cada acción del portafolio dividido por el peso promedio del portafolio total de las AFPs. Volatilidad (Vol) desviación standard de los retornos de los últimos doce meses (t-1 a t-12). Turnover (toverm) es el promedio de los últimos doce meses de los volúmenes transados, winsorizados al 1%, dividido por la capitalización de mercado.

VARIABLES /Lag	Tercil 1		Tercil 2		Tercil 3	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
afp_ow	-3.378*** (0.313)	-3.399*** (0.328)	-1.691 (3.874)	-9.191** (2.701)	-0.690 (1.592)	0.945 (1.882)
seguidor	0.515*** (0.032)	0.517*** (0.030)	0.548* (0.212)	0.550* (0.215)	0.268** (0.090)	0.268** (0.092)
iliquidez	0.084 (0.030)	0.113** (0.012)	-0.052 (0.055)	-0.012 (0.041)	-1.097** (0.347)	-0.909* (0.415)
BO	0.987*** (0.046)	1.008*** (0.030)	0.656** (0.116)	0.816** (0.207)		
DO	-0.420 (0.150)	-0.439 (0.179)	-0.125 (0.055)	-0.194 (0.096)	0.040 (0.070)	0.002 (0.118)
mom	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)	0.001 (0.000)	-0.000 (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001 (0.001)
vol	-0.523 (0.184)	-0.461 (0.251)	0.476 (0.653)	1.208** (0.265)	0.258 (0.717)	-0.367 (0.946)
turnoverm	-0.505 (0.295)	-0.477 (0.568)	-7.188** (1.495)	-8.666** (1.835)	2.405 (2.772)	1.233 (3.425)
FE tiempo	si	no	si	no	si	no
FE industria-tiempo	no	si	no	si	no	si
Observaciones	653	653	650	650	642	642
R-cuadrado	0.085	0.088	0.086	0.139	0.115	0.150
N° grupos	126	126	129	129	108	108

Errores estándar robustos en paréntesis; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

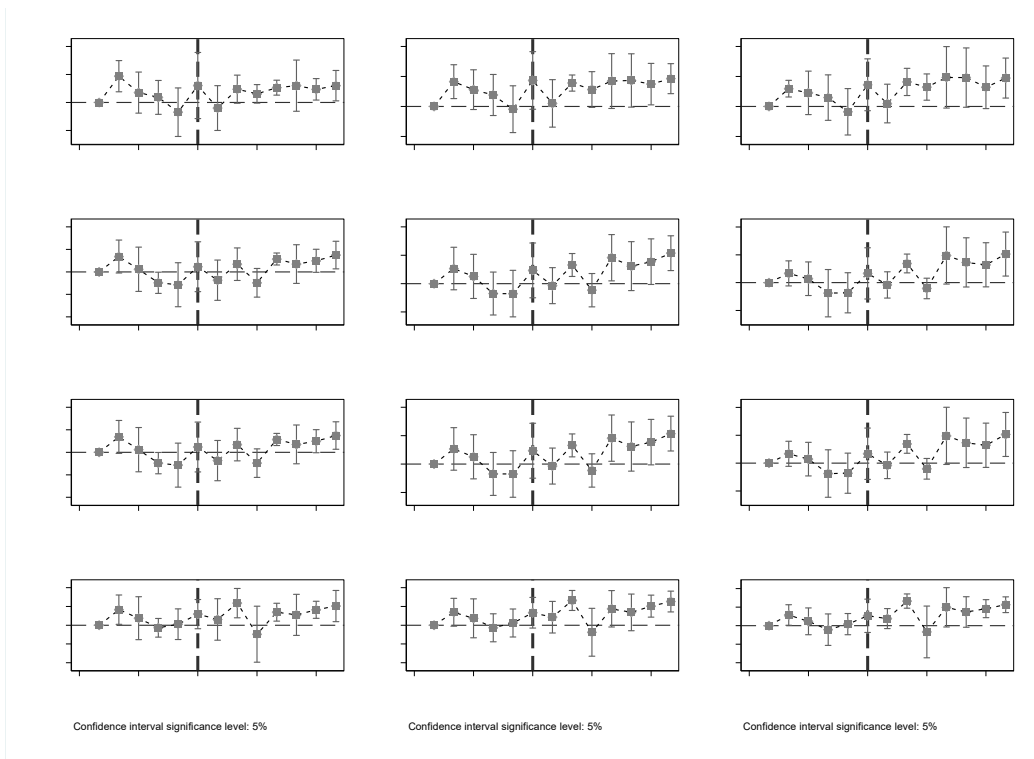
Fuente: Elaboración propia.

Figura 1: Inversión renta variable por tipo de fondo y mes



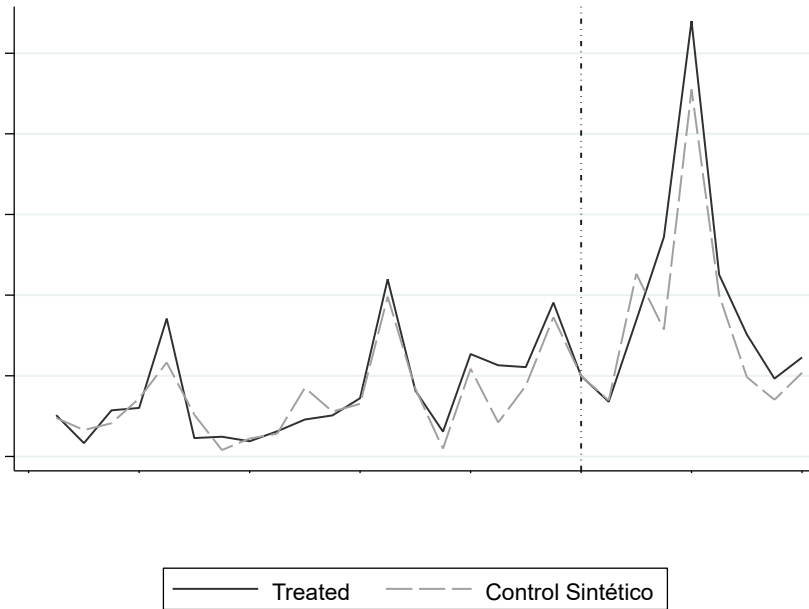
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Superintendencia de Pensiones (<https://www.spensiones.cl/apps/bdp/index.php>)

Figura 2: Efectos tratamiento promedio mensual en proxies de volatilidad para los tres modelos analizados.



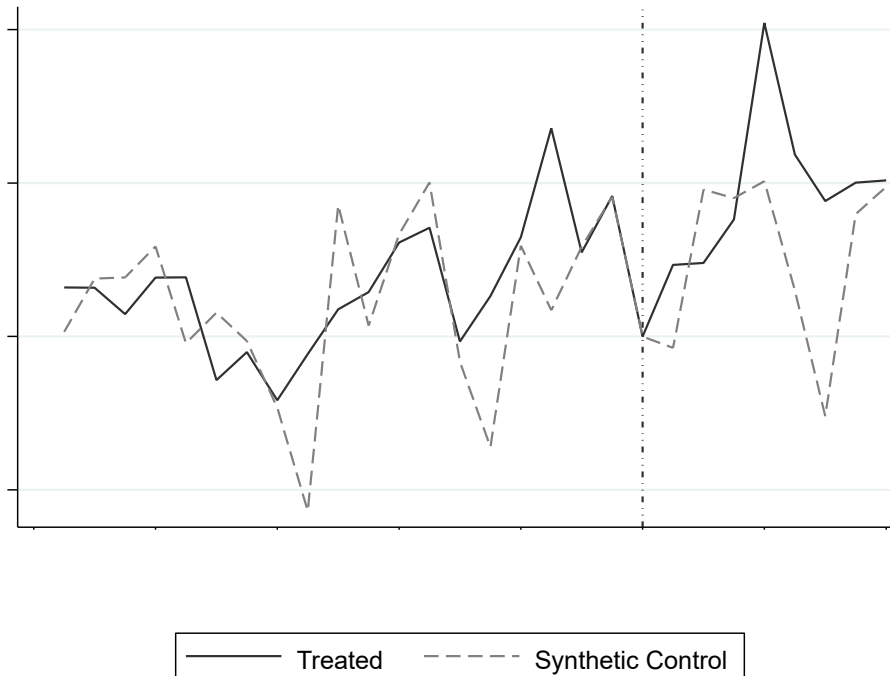
Fuente: Elaboración propia.

Figura 3: Control sintético, GARCH(1,1) empresas Tratadas vs Control



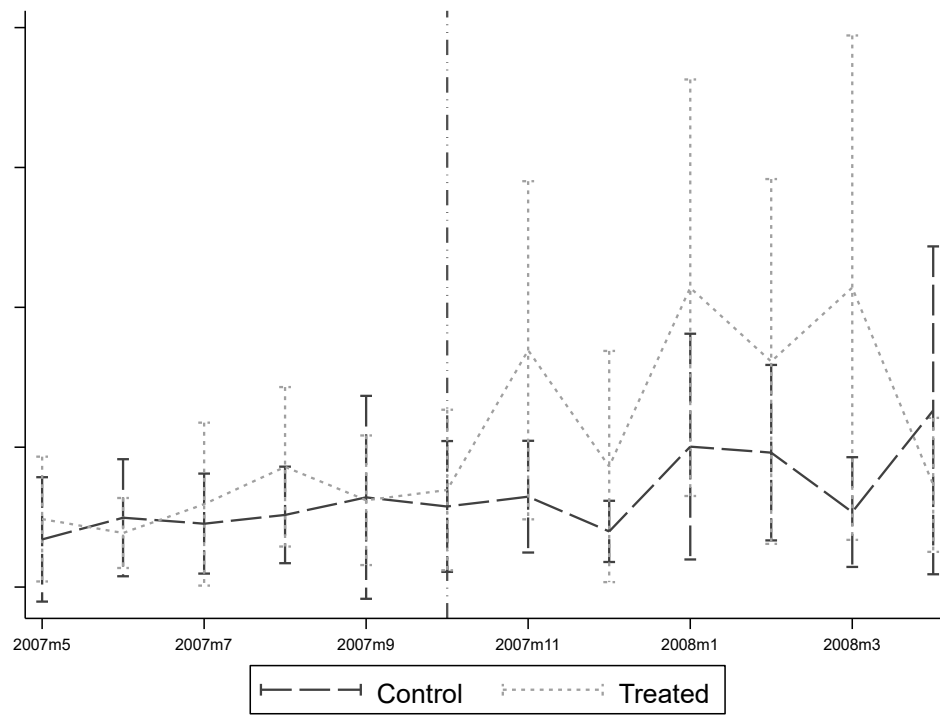
Fuente: Elaboración propia.

Figura 4: Control sintético, VI empresas Tratadas vs Control



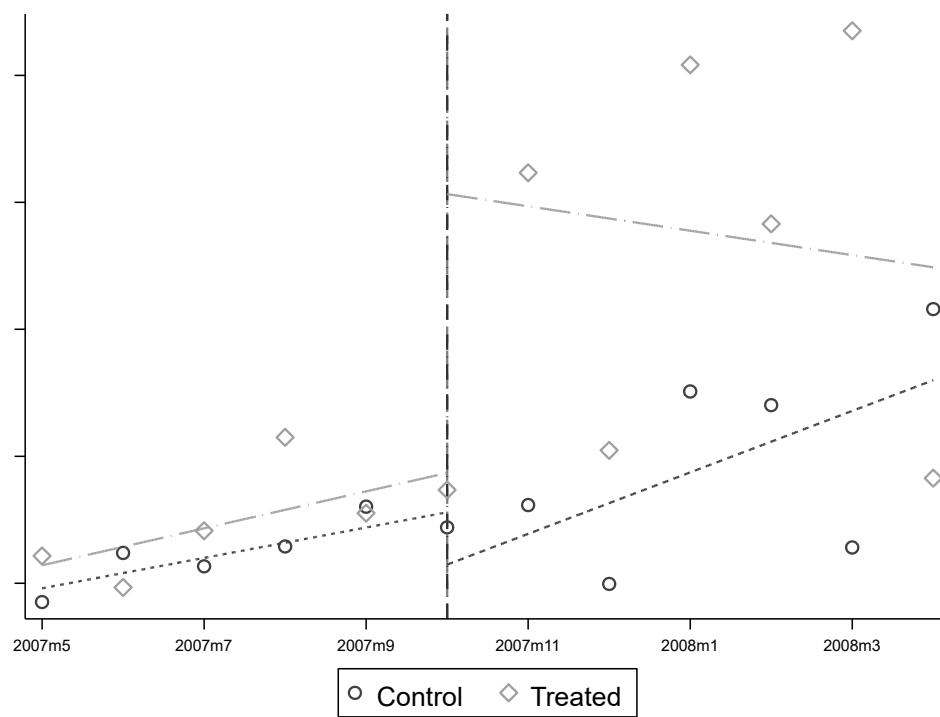
Fuente: Elaboración propia.

Figura 5: Tendencias Paralelas Iliquidez Empresas Tratadas vs Control



Fuente: Elaboración propia

Figura 6: Iliquidez Mensual Promedio Empresas Tratadas vs Control



Fuente: Elaboración propia

Figura 7: Efectos promedio de tratamiento sobre Iliquidez empresas Tratadas vs No Tratadas

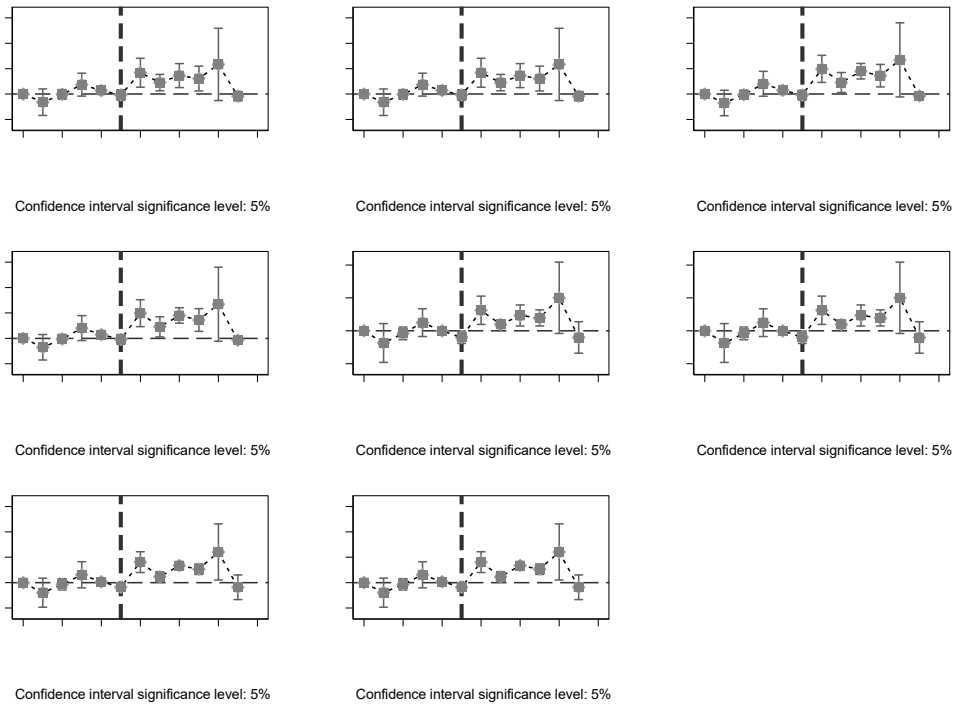
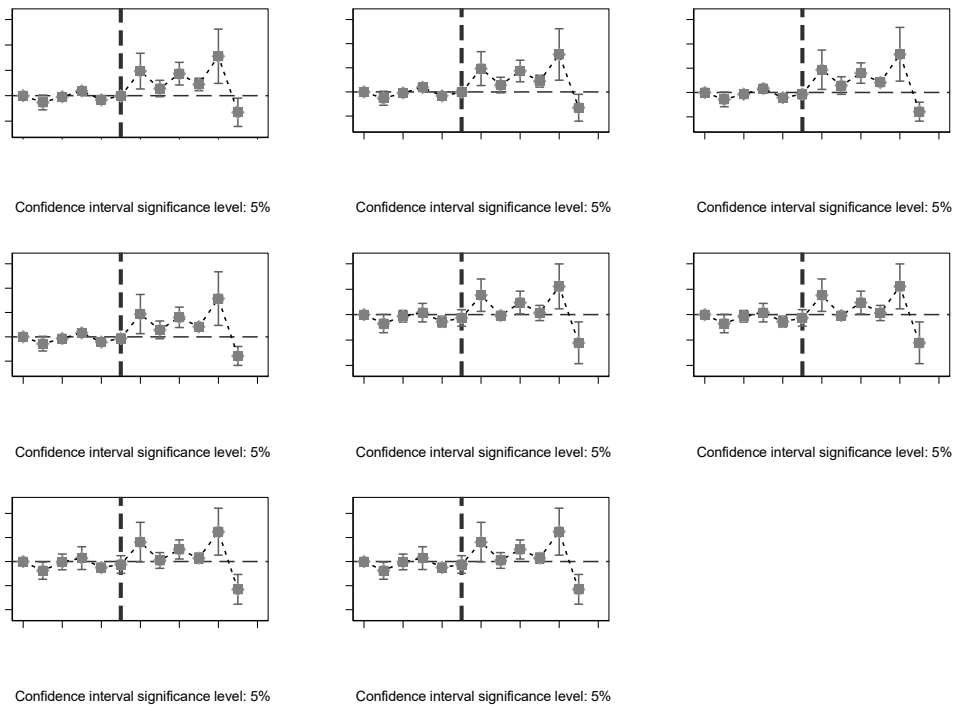
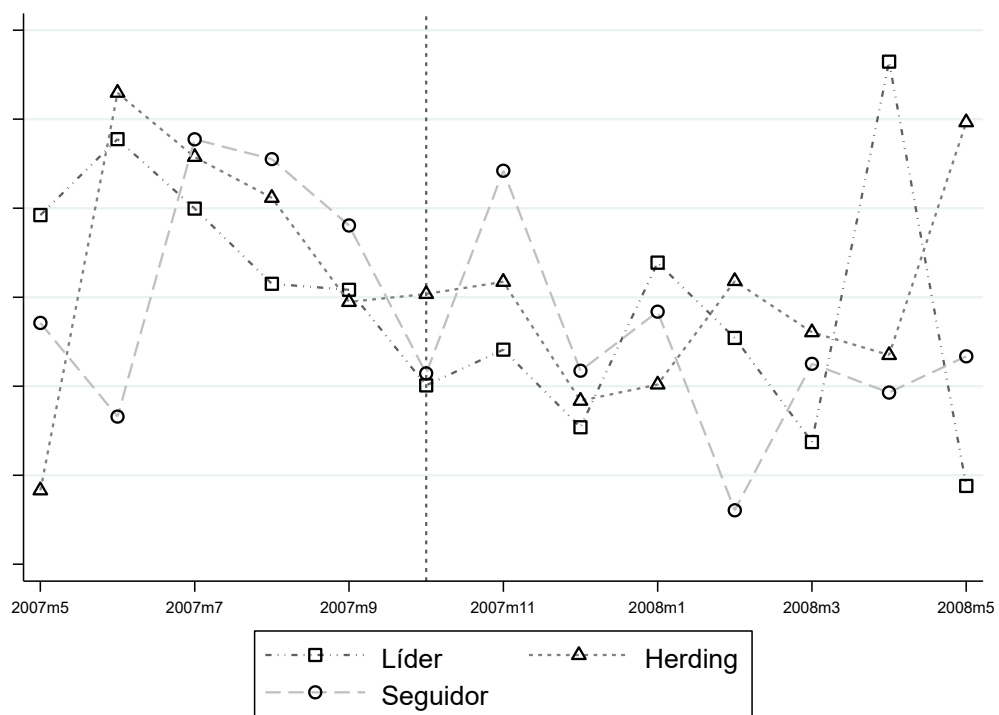


Figura 8: Efectos promedio de tratamiento sobre Iliquidez empresas Tratadas vs Control



Fuente: Elaboración propia

Figura 9: Herding, Líder y Seguidor



Fuente: Elaboración propia.