



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA
MAGISTER EN ECONOMIA

**TESIS DE GRADO
MAGISTER EN ECONOMIA**

Soto González, Andrés Maximiliano

Diciembre, 2017



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA
MAGISTER EN ECONOMIA

**Efecto de los Fondos de Pensiones Chilenos sobre el Costo de
Capital de las Empresas Chilenas entre 1998 y 2017**

Andrés Maximiliano Soto González

Comisión:

Salvador Valdés

Gert Wagner

Santiago, Diciembre de 2017

EFFECTO DE LOS FONDOS DE PENSIONES CHILENOS SOBRE EL COSTO DE CAPITAL DE LAS EMPRESAS CHILENAS ENTRE 1998 Y 2017

Andrés Soto G.*

Diciembre, 2017

Resumen

Una de las críticas que se le ha realizado al actual sistema de pensiones es que los fondos de pensiones chilenos han servido para proveer financiamiento de bajo costo a las empresas chilenas grandes, lo que genera un perjuicio a la rentabilidad de estos fondos y al monto de las pensiones. En el presente trabajo se investiga la elasticidad del costo de capital de empresas chilenas grandes con respecto a la inversión de los fondos de pensiones chilenos en los títulos con que ellas se financian. En la primera parte, se estima el efecto de los fondos de pensiones sobre el costo de capital de la deuda, a través de la tasa interna de retorno de bonos corporativos. En la segunda parte, se estima el efecto de los fondos de pensiones sobre el costo de capital accionario, usando como *proxy* de este último la razón “valor libro/valor bolsa” de la compañía. Los resultados indican que, entre los años 1998 ó 2000 y el año 2017, el efecto de la inversión de los fondos de pensiones sobre el costo de capital de la empresa ha sido económicamente no significativo. Se concluye que la crítica mencionada es incorrecta. También se descubren nuevos hallazgos para las finanzas corporativas en Chile.

*Esta tesis da cumplimiento a uno de los requisitos para optar al grado de Magister en Economía del Instituto de Economía de la Pontificia Universidad Católica de Chile. Agradezco especialmente al profesor Salvador Valdés, quien me cedió el tema para esta tesis y luego me aconsejó permanentemente en cada etapa de su desarrollo. Quisiera agradecer también al profesor Gert Wagner por sus valiosos comentarios a lo largo de este trabajo, y a muchos otros profesores y compañeros por útiles conversaciones sobre la materia. Finalmente, dar gracias a Riskamerica por facilitarme datos para este estudio. Cualquier error es de mi exclusiva responsabilidad. Contacto: axsoto@uc.cl

1. Introducción

En 1980 se reformó en Chile la política pública de pensiones contributivas a través del decreto de ley 3.500. Esa reforma cambió gradualmente la modalidad de financiamiento de esas pensiones desde reparto¹ a capitalización, cambió la fórmula de beneficio y modificó el sistema de ajuste al riesgo adoptando la contribución definida. Un elemento fundamental del nuevo diseño es el uso del sistema financiero, donde se invierten los ahorros acumulados en las cuentas individuales de cada trabajador a través de los Fondos de Pensiones, aprovechando la institucionalidad de ese sistema para aplicar controles más profesionales a las inversiones. La gestión profesional de dichos recursos se delegó en las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP), las que entre otros servicios, invierten los fondos de pensiones en los mercados de valores globales con el fin de maximizar la rentabilidad y la seguridad de los ahorros de propiedad de sus afiliados. De este modo, a lo largo de la vida del trabajador se suman los intereses que se van capitalizando sobre los recursos de su cotización corriente, lo que permite acceder a una mayor pensión a cambio de la misma cotización (Valdés, 2015).

La evidencia muestra que en una etapa inicial, hasta fines de los años 1990s, los fondos de pensiones acumulados a partir de esta reforma significaron un impacto positivo sobre la tasa de inversión en Chile, lo que se tradujo en una importante fuente de financiamiento para el desarrollo de las firmas grandes chilenas, aumentando su acceso al mercado de capitales y rebajando su costo de capital (J.P. Medina y R. Valdés, 1998; Walker y Lefort, 2002). El hecho de que esas compañías hayan usado esa nueva fuente de financiamiento para aumentar sus inversiones y expandirse no solo benefició los ahorros previsionales a través del retorno extraordinariamente alto que entregaron durante esos años a los fondos de pensiones (Superintendencia de Pensiones), sino que también benefició a los salarios de los trabajadores, quienes vieron duplicar su ingreso imponible bruto real entre 1993 y 2014, el cual aumentó de \$307 mil a \$664 mil durante ese periodo (Grupo Mejores Pensiones, 2016).

Pero no todos lo ven así. Hay quienes han argumentado que el objetivo del sistema de capitalización - y la razón para mantenerlo - sería “proveer de combustible al modelo económico chileno”, inyectando “capital permanente, cautivo y de bajo costo” a los grandes grupos económicos, a costa de menores rentabilidades y pensiones para los trabajadores

¹Se entiende por “reparto” el sentido definido por Valdés (2002), capítulo 8.

afiliados (Gálvez y Kremerman, 2016). Por su parte, NO+AFP sostiene en su propuesta previsional que “La privatización se hizo (...) para que el dinero que antes manejaba el Estado en su fin propio - financiar pensiones -, se inyectara a un mercado de capitales incipiente y generara para las grandes empresas un acceso al crédito barato”².

Esta tesis abordará la siguiente interpretación de esta crítica: que la política pública de pensiones habría permitido que las decisiones de cartera de inversión, ejecutadas a nombre de los fondos de pensiones, redujeran el costo de capital - o rendimiento esperado - que el mercado financiero exige a cada empresa grande, llevándolo a un nivel permanentemente inferior respecto al que otros inversionistas habrían exigido, durante lapsos de al menos un trimestre.

También pueden hacerse otras lecturas de esta crítica, las cuales no son abordadas en este trabajo. Una de ellas es que los nuevos fondos de pensiones privilegiaron, por su naturaleza, aportar financiamiento a las empresas grandes, lo cual habría conferido a éstas una ventaja asimétrica por sobre las empresas medianas y pequeñas. Esto a su vez habría favorecido una mayor concentración en cada industria con consecuencias negativas para la competencia. Otra lectura es que un eventual paso a reparto reduciría de modo duradero los precios de las acciones y bonos corporativos - es decir, aumentaría el costo de capital de las firmas emisoras -, porque los fondos de pensiones chilenos liquidarían gradual pero simultáneamente todas sus tenencias de esos títulos a la vez, no de cada empresa por separado. Una lectura de estas críticas en clave de finanzas parece más alejada del espíritu de sus autores³.

Esta tesis pone a competir la primera interpretación de dicha crítica, individualizada en el párrafo anterior, con una hipótesis alternativa que afirma que, con el correr de los años,

²Informe “Nuevo Sistema de Pensiones para Chile”, Coordinadora Nacional de Trabajadores NO+AFP, 2016.

³La hipótesis de que el paso gradual a capitalización habría permitido a algunas empresas grandes vender sus nuevas emisiones de títulos a precios “fuera de mercado” en ese instante del tiempo a los fondos de pensiones, es altamente especulativa. En efecto, desde 1981 que la Superintendencia de Pensiones dedica amplios recursos a fiscalizar y detectar eventuales malas prácticas como esa, mediante “estudios de evento”, para cada compra significativa de títulos por parte de los fondos de pensiones chilenos.

Este estudio tampoco mide si la cartera de inversiones de cada fondo de pensiones logró, como un todo, un desempeño inferior o superior a los rendimientos alcanzables eligiendo composiciones de cartera distintas de las que se eligieron históricamente.

el desarrollo del mercado de capitales eliminó el menor costo relativo de financiamiento al que accedieron inicialmente las empresas en que los fondos de pensiones chilenos (en adelante FPCh) invirtieron sus recursos; en otras palabras, hoy el rendimiento exigido a las acciones y bonos de las firmas chilenas tendría una baja sensibilidad permanente con respecto a los recursos que invierten los fondos de pensiones chilenos en ellas. Esto se sustenta en el proceso de consolidación de la economía nacional y de sus empresas en las últimas décadas, lo que junto con una mayor apertura a capitales internacionales, ha atraído a inversionistas de todo el mundo a invertir en Chile, incluyendo fondos de pensiones extranjeros. A lo que se suma que los fondos de pensiones nacionales ampliaron sus alternativas de inversión en la medida que el Banco Central aumentó el límite de inversión en el exterior desde un 10 % del total del Fondo en 1995 a un 80 % hoy en día.

Se estudiará, por lo tanto, la elasticidad de los componentes del costo de capital de la firma - deuda y patrimonio - al porcentaje de tenencia de los fondos de pensiones en sus respectivas emisiones, durante el lapso de un trimestre. Es decir, se cuantificará el efecto sobre el costo de capital de una empresa individual frente a una disminución duradera de la tenencia de acciones y bonos corporativos de esa empresa por parte de todos los FPCh, que se mantenga por al menos un trimestre. Cuando los fondos de pensiones venden parte de su participación en uno de estos instrumentos, la caída en el precio generado por este movimiento aumentaría su retorno esperado, lo que en un mercado de capitales abierto y flexible atraería a otros inversionistas (tanto locales como extranjeros), generando un reajuste del precio del título hacia un nuevo equilibrio. Si este nuevo precio de equilibrio fuera cercano al anterior, el efecto permanente sobre el costo de capital de la empresa individual sería cero o casi cero. Cabe mencionar que si el efecto medido fuera negativo, quedarían varias interpretaciones en competencia: una es la propuesta por los críticos citados, pero también hay otras.

Existen razones para suponer que existe un premio asociado a una mayor inversión de inversionistas institucionales en títulos de una empresa. Una es que dichas instituciones ayudan a mejorar el gobierno corporativo de las empresas al proveer monitoreo sobre éstas, lo que reduce los problemas de agencia entre accionistas y ejecutivos (Fama y Jensen, 1983). Otra, es que dan una señal a otros inversionistas de que uno o más gestores locales creen que tendrá mejores rendimientos futuros. Cualquiera sea la explicación, la evidencia sugiere que existe un premio asociado a la mayor preferencia de los inversionistas institucionales por

acciones de empresas grandes en relación al inversionista común (Gompers y Metrick, 2001)

Estas razones sugieren distinguir entre dos situaciones: (1) cuando una firma invertible por los FPCh (afepeable) toma medidas para dejar de ser afepeable, pero conserva el acceso a los demás inversionistas institucionales⁴ como Fondos de Pensiones extranjeros, Fondos mutuos locales, Compañías de Seguro, entre otros; y (2) cuando una empresa pierde a todos los tipos de inversionistas institucionales a la vez, manteniendo solo a sus inversionistas minoristas o *retail*. En el primer caso, el aumento del costo de capital asociado al retiro de los FPCh debiera ser menor que en el segundo, ya que los otros inversionistas institucionales que permanecen en la propiedad proveen servicios de monitoreo y conservan preferencias por acciones de empresas grandes.

Al respecto, esta tesis también se pregunta si hoy en Chile el efecto estudiado es similar al observado en mercados desarrollados. Una referencia es Bhojraj y Sengupta (2003), quienes encuentran que en el caso de Estados Unidos, el traspaso de un 10 % adicional de propiedad de un bono hacia manos de inversionistas institucionales en general, disminuye su costo de capital de la deuda (medido por la *yield*) en 11 puntos base, es decir, en 0,11 % anual (por ejemplo, desde 6,5 % a 6,39 % anual).

Este trabajo ocupa dos paneles distintos para estimar el efecto de la inversión de los fondos de pensiones chilenos sobre el costo de capital de empresas chilenas grandes. El primero estima el efecto sobre el costo de la deuda pública de la compañía usando datos de *spread* de tasas internas de retornos de 276 bonos corporativos en UF desde 2000 hasta 2017. El segundo estima el efecto sobre el costo de capital accionario con una muestra de 66 acciones⁵ y que abarca los años entre 1998 y 2017. En este último caso, se usa como *proxy* del costo de capital accionario la razón “valor libro-valor bolsa” de la acción.

Para el costo de capital de la deuda pública, se encuentra que el porcentaje de participación de los fondos de pensiones chilenos en la serie de un bono tiene un efecto negativo pero de magnitud económica pequeña sobre su retorno exigido, inclusive menor al efecto de los inversionistas institucionales en general sobre el costo de capital de la deuda encontrado por

⁴Una manera de limitar la inversión de los fondos de pensiones podría ser que una persona controle directa o indirectamente más del 65 % del capital con derecho a voto. Ver sección 2.4 para más información sobre la regulación de los FPCh.

⁵Todas de sociedades anónimas abiertas.

Bhojraj y Sengupta (2003) para Estados Unidos. Al estimar el efecto de un *shock* de demanda producido por un cambio de posición en la participación agregada de los FPCh en un bono corporativo (es decir, cuando salen a vender participación), se encuentra que también tiene un efecto negativo, pero de nuevo es económicamente insignificante. Al comparar entre los primeros y últimos años de la muestra, se encuentra que este efecto fue no significativo o negativo muy pequeño en ambos periodos. Esto indica que al menos desde 2000 en adelante la inversión de los fondos de pensiones en bonos de una empresa grande ha tenido un efecto reducido sobre su costo de capital.

Para el costo de capital accionario, se encuentra que el efecto de una disminución en la participación de los fondos de pensiones chilenos en acciones de una empresa grande es no significativo sobre su razón libro-bolsa. Es decir, tal disminución no tiene un efecto sobre el retorno accionario exigido. Al estimar el efecto de un *shock* de demanda producido por un cambio en la participación agregada de los FPCh en una acción, se ve que el efecto tampoco es significativo sobre el costo de capital accionario. Comparando entre los primeros y últimos años de la muestra, se encuentra que estos efectos son no significativos entre 2000 y 2004, y son negativos significativos, aunque bajos, entre 2012 y 2017⁶.

Estos resultados indican que, para la ventana de tiempo estudiada, los fondos de pensiones chilenos han tenido un efecto económicamente no significativo en proveer acceso más barato a recursos externos para las empresas chilenas grandes, al menos desde el año 2000 en adelante, al medir el costo de capital con las tasas de retorno exigido a las acciones y bonos de estas firmas en el mercado secundario. Este hallazgo es relevante para la discusión actual en materia de pensiones, ya que rechaza el planteamiento de que el sistema de capitalización se mantiene para proveer de capital de bajo costo a las grandes empresas. Ello implica que la rentabilidad de los ahorros de los trabajadores en los fondos de pensiones no se ha visto perjudicada por efecto de un menor costo de capital exigido a empresas nacionales.

Este trabajo se estructura de la siguiente manera: la sección 2 presenta el marco de referencia, donde se hace una revisión de la literatura, se describe cómo funcionan los fondos de pensiones en Chile y su origen, y detalla el mecanismo por medio del cual estos afectan el costo de capital de las empresas nacionales. En la sección 3 se presentan y describen los

⁶En las secciones 4.4 y 4.5 se ahonda en posibles explicaciones de por qué el efecto pasa a ser significativo al final de la muestra

datos usados. La sección 4 desarrolla la estimación del efecto de los fondos de pensiones sobre el costo de capital de la deuda y presenta los resultados. En la sección 5 se desarrolla la estimación del efecto de los fondos de pensiones sobre el costo de capital accionario y se presentan sus resultados. La sección 6 discute hallazgos interesantes para las finanzas corporativas derivados de las estimaciones realizadas. Finalmente, la sección 7 presenta las conclusiones de este trabajo.

2. Marco de Referencia

2.1 El costo de capital y el financiamiento externo

El costo de capital - o retorno exigido desde el punto de vista del inversionista - es un elemento fundamental tanto en la operación como en las decisiones estratégicas de las empresas, incluyendo decisiones de nuevas contrataciones de personal y de expandirse con nuevas inversiones. Se entiende como costo de capital al rendimiento mínimo que deben obtener las inversiones de una compañía para retribuir a sus inversionistas por el riesgo en que ellos incurren al facilitar financiamiento a la firma. Un mayor costo de capital reduce las ganancias después de intereses en empresas endeudadas, reduciendo así las utilidades de los accionistas; también lleva a una mayor probabilidad de rechazo de un proyecto de inversión dado por causa de un VAN negativo - debido a una mayor tasa de descuento⁷ - limitando así la expansión de la firma. Es por ello que las empresas están interesadas en reducir su costo de capital.

Cuando empresas que se enfrentan a oportunidades de negocios con VAN positivo no son capaces de financiar estos proyectos con recursos “internos”⁸ evalúan recurrir a recursos “externos”, como son la deuda bancaria, la deuda pública, y un aumento de capital a través de emisión de acciones. Todas estas opciones pueden generar un aumento en el costo de capital. Por ejemplo, elevar los pasivos exigibles provistos por fuentes externas más allá de su nivel óptimo se asocia a un aumento del costo de capital, pues eleva la probabilidad de dificultades financieras y agudiza algunos problemas de agencia relacionados a los incentivos

⁷Calculada a partir del costo de capital promedio ponderado o WACC (por sus siglas en inglés).

⁸Se define como recursos “internos” de la firma aquellos obtenidos del flujo de caja de sus operaciones (EBITDA).

de los administradores. Al respecto, Jensen y Meckling (1976), muestran cómo frente a un aumento de la deuda de la compañía, surgen ciertos conflictos de interés entre los accionistas y acreedores que pueden elevar el costo del financiamiento externo. En un escenario de estrés financiero de la firma, los administradores - que representan los intereses de los accionistas - tienen incentivos a adoptar el proyecto más riesgoso entre dos proyectos con igual retorno esperado, ya que de esta manera en caso de un resultado positivo aumentan los ingresos de los accionistas y frente a un escenario negativo son los acreedores quienes incurren en la pérdida. Sin embargo, los acreedores anticipan esta posibilidad, lo que es incorporado ex ante en el costo de la deuda. Para el caso del financiamiento a través de emisión de acciones, este podría llevar a un aumento del costo de capital producto de las asimetrías de información que existen entre los administradores y los potenciales inversionista de la empresa. Estos últimos, al no poder distinguir de manera correcta los riesgos y el potencial de la compañía, valoran a todas las empresas como si tuvieran una calidad promedio, lo que para el caso de empresas de mayor calidad que el promedio significa un menor precio de emisión, lo que equivale a un mayor costo de capital, como demuestran Myers y Majluf (1984)⁹.

2.2 El rol de los fondos de pensiones chilenos

La política pública de pensiones cumplió un rol fundamental en la transición hacia mayores grados de capitalización. Debido a las condiciones de subdesarrollo inicial de la economía chilena, la evidencia indica que un efecto lateral de la reforma fue proveer de liquidez a un mercado de capitales poco desarrollado, y disminuir las asimetrías de información al desarrollar mejores mecanismos de monitoreo a un menor costo. Un estudio que constató este hecho es el de J.P. Medina y R. Valdés (1998), quienes estudian si la correlación entre flujo de caja e inversión difiere entre aquellas empresas que pueden ser adquiridas por los fondos de pensiones chilenos y las que no, en el periodo 1985-1995. Encuentran que para esos años las compañías afepeables enfrentaron menores restricciones de financiamiento, lo que se reflejaba en un menor ratio flujo de caja/capital. Esto confirmaría que estas empresas pudieron acceder

⁹Cuando además se piensa en el caso de un país con un mercado financiero poco desarrollado, con bajo ahorro y relativamente cerrado a capitales extranjeros, estos efectos se ven exacerbados debido a la baja liquidez y limitada capacidad institucional de resolver los problemas relacionados a conflictos de interés y asimetrías de información.

a un financiamiento más barato gracias a los FPCh. En la misma línea, Walker y Lefort (2002) estudian si una mayor proporción de los fondos de pensiones nacionales invertidos en acciones afecta el costo de capital medido a través de la razón valor bolsa/valor libro del índice IFC¹⁰ en Chile¹¹ usando datos entre 1993 y 2003. Encuentran una fuerte relación positiva entre esta razón y la inversión de los fondos de pensiones chilenos en acciones de empresas nacionales para esos años. Eso sugiere que el acceso a los recursos de los fondos de pensiones chilenos habría reducido el costo de capital de estas firmas en esos años. Para interpretar esto dentro de un modelo de factores, hay que tomar en consideración que bajo las condiciones de subdesarrollo de esos años, la política de pensiones habría modificado el equilibrio macro financiero de la economía reduciendo la tasa libre de riesgo y el premio por riesgo accionario local.

Si bien estos trabajos dan cuenta de cómo el paso gradual a financiamiento por capitalización, instaurado en la reforma de 1980, permitió durante sus primeras dos décadas que las empresas chilenas pudieran acceder a financiamiento externo a la firma a un menor costo de capital, es esperable que posteriormente este efecto se haya diluido en la medida que el desarrollo del mercado de capitales ha provisto de mayor liquidez a la bolsa local y a medida que otros actores que han tomado relevancia, tales como inversionistas institucionales extranjeros, fondos mutuos y fondos de inversión, entre otros¹². Si esto fuera correcto, hoy la inversión de los FPCh en las empresas chilenas sería reemplazable por recursos de otros inversionistas a un costo similar.

2.3 El sistema de pensiones en Chile

En 1924 Chile instaure el primer sistema de seguridad social de América Latina, el cual se basaba en una lógica de reparto. En este sistema llegaron a existir 52 “cajas”, instituciones en las cuales se afiliaban los trabajadores, quienes en su etapa activa financiaban las pensiones

¹⁰International Finance Corporation, World Bank Group.

¹¹Como sostienen los autores, un efecto en el costo de capital debiera reflejarse en los valores históricos del ratio precio bolsa/precio libro, rentabilidad por dividendos y ratio precio/utilidad.

¹²Al respecto, Stulz (1999) argumenta que se debiera observar una disminución del costo de capital de las empresas en la medida que ocurre una mayor internacionalización de los mercados de capitales debido a factores como: (1) Un efecto diversificación del riesgo, (2) mejores mecanismos de monitoreo, y (3) un aumento de competencia entre oferentes de capital.

de quienes ya habían jubilado. En su comienzo, la introducción gradual del reparto y las características demográficas del país permitieron pagar jubilaciones interesantes a cambio de cotizaciones muy reducidas. Sin embargo, con el correr de los años la maduración del sistema de reparto exigiría cotizaciones mucho mayores, que gravarían a los trabajadores y fomentarían la evasión. Los cambios demográficos y la evasión previsional disminuyeron la relación de trabajadores cotizantes por pensionados desde 12,2 en 1955 a 2,5 en 1980 (Cheyre, 1988) lo que puso en jaque la sustentabilidad del sistema y aumentó la presión sobre el Estado para comprometer recursos en ayuda a la tercera edad. Este hecho, además de estresar fuertemente los recursos fiscales llegando producir un déficit previsional equivalente a un 28 % del gasto fiscal anual en la década de 1970, dio espacio a arbitrariedades donde aquellos grupos con mayor poder de negociación pudieron aumentar sus pensiones en desmedro de grupos más desfavorecidos¹³.

Producto de lo anterior, en 1980 se reforma el sistema de pensiones contributivas, iniciando un paso gradual a un esquema de capitalización¹⁴, donde la cotización individual de cada trabajador se va acumulando y registrando a su nombre en su cuenta individual, junto a la rentabilidad que se obtiene por la inversión de esos recursos. De este modo, al momento de su jubilación - homologada en 65 años para el caso de los hombres y 60 años para el caso de las mujeres¹⁵ - la pensión contributiva de vejez depende fundamentalmente de las cotizaciones acumuladas por el trabajador en su etapa laboral.

El paso a capitalización tuvo otros efectos importantes de destacar. Después de una larga transición, redujo la carga fiscal sobre el Estado. También disminuyó los riesgos de la pensión futura asociados a cambios en la fecundidad. Además, tuvo un importante impacto sobre el mercado de capitales ya que contemplaba una inyección de recursos, proveniente del ahorro de los trabajadores, en diversos títulos emitidos por empresas nacionales, públicas y el Estado, además de servicios financieros relacionados a las pensiones como las rentas

¹³Para más información sobre este punto, Acuña e Iglesias (2000) y Chumacero et al. (2006) presentan distintos antecedentes que llevaron al cambio de sistema.

¹⁴Con excepción de las Fuerzas Armadas y de Orden, quienes permanecieron en su antiguo sistema. Cabe destacar que en todos los países los miembros de las FFAA tienen pensiones separadas de los civiles, ya que estas cumplen una función remuneratoria y no de sustitución del ingreso laboral.

¹⁵También existen las posibilidades de jubilarse anticipadamente cumpliendo ciertos requisitos y de pensionarse a mayor edad.

vitalicias. Como indica la literatura teórica, en la medida que los mercados de capitales se desarrollan y aumentan su liquidez, se incentivan las inversiones de largo plazo, las que a su vez incrementan el crecimiento económico. En esa línea, Corbo y Schmidt-Hebbel (2003) sostienen que la reforma tuvo un impacto positivo sobre variables macroeconómicas como la tasa de ahorro corporativa y la inversión, en 2,3% y 1,2% del PIB, respectivamente; y aumentó la tasa de crecimiento del PIB en 0,5% anual entre 1981 y 2001. Fuentes (2013) estima que la reforma incrementó la Productividad Total de Factores entre 5,3% y 9,4%, lo que junto al aumento en inversión se traduce en un incremento del Producto por trabajador de entre 14,5% y 21,3%. Este crecimiento benefició directamente a los trabajadores, lo que se verifica en la duplicación del ingreso imponible bruto promedio en los empleos con seguridad social observado entre 1993 y 2014, medido en moneda del mismo valor (Grupo Mejores Pensiones para Chile, 2016).

2.4 Marco regulatorio para los Fondos de Pensiones Chilenos

La administración e inversión de los fondos de pensiones fue encargada a nuevas organizaciones llamadas Administradora de Fondos de Pensiones (AFP), bajo la forma legal de sociedad anónima, la que exige fines de lucro. Estas se rigen por una serie de normas legales establecidas en el D.L. 3500, cuyo cumplimiento es supervisado por la Superintendencia de Pensiones. Mientras que para los trabajadores activos al momento de la reforma se dio la posibilidad de elegir si seguir en el sistema antiguo o traspasarse al nuevo sistema, para los nuevos trabajadores que entraron a la fuerza laboral desde 1984 en adelante, se estableció la afiliación automática al sistema y la obligación de cotizar en una AFP¹⁶.

Inicialmente, el nuevo sistema de pensiones operó con un solo tipo de fondo de pensiones por administradora llamado el “Fondo Uno”, en el cual se encontraban todos los recursos que administraba la AFP, entregando así un solo perfil de riesgo a los afiliados. En 2002, se crean los Multifondos, ampliando el número de fondos existentes a cinco, los que se diferencian de acuerdo a su nivel de riesgo dado por los límites de inversión establecido para cada uno de ellos, tal como se muestra en la tabla 1. Al inicio de los multifondos, el Estado asignó a los afiliados a cada fondo según su edad. Los multifondos permiten ofrecer al afiliado mayor

¹⁶D.L. 3500, art. 2 inciso 1.

variedad de estrategias de inversión, de manera que éste pueda elegir entre ellos acorde a sus preferencias por riesgo y a su horizonte de inversión¹⁷.

Tabla 1: Límites de Inversiones en Renta Variable

	Límite máximo permitido	Límite mínimo obligatorio
Fondo A - Más Riesgoso	80 %	40 %
Fondo B - Riesgoso	60 %	25 %
Fondo C - Intermedio	40 %	15 %
Fondo D - Conservador	20 %	5 %
Fondo E - Más Conservador	5 %	0 %

Fuente: Superintendencia de Pensiones

Análogamente, la reforma de 2002 estableció el aumento del límite global de la inversión de los fondos de pensiones en el extranjero desde un 20 % a un 30 %, junto con traspasar la responsabilidad al Banco Central de determinar este límite en el futuro. Desde entonces el Banco Central ha ido aumentando progresivamente este límite hasta llegar a un 80 % del fondo global por AFP en 2011.

La normativa de los FPCh limita los instrumentos en los cuales se permite invertir. Entre ellos se encuentran valores nacionales como títulos del Banco Central de Chile, títulos de la Tesorería General de la República, instrumentos emitidos por instituciones financieras, bonos de empresas públicas y privadas, acciones de sociedades anónimas abiertas, cuotas de fondos mutuos y fondos de inversión, entre otros. Análogamente, en el exterior se permite invertir en títulos emitidos por Estados y bancos centrales extranjeros, títulos de bancos extranjeros, títulos emitidos por gobiernos locales, acciones y bonos emitidos por empresas extranjeras, cuotas de participación de fondos mutuos y fondos de inversión en el extranjero. Estos instrumentos deben cumplir con ciertos requisitos de elegibilidad establecidos por la Superintendencia de Pensiones o contar con la aprobación de la Comisión Clasificadora de Riesgo (CCR).

Adicionalmente, la normativa establece otros límites y condiciones de inversión a los

¹⁷Se limita la elección de multifondos para los hombres mayores de 56 años y mujeres mayores de 51 años, quienes no pueden optar por el fondo A (más riesgoso) y para los pensionados en retiro programado quienes no pueden optar por los fondos A y B.

FPCh, los que pueden ser estructurales, por instrumento o por emisor. El objetivo es lograr una adecuada diversificación en la cartera de los fondos de pensiones y evitar que los fondos obtengan el control de las firmas emisoras. Los límites estructurales son aquellos que afectan la composición global de cada fondo, como el límite de inversión en el extranjero, límites de inversión máxima y mínima en instrumentos del Estado de Chile, entre otros. Los límites por instrumento limitan las inversiones en instrumentos como bonos convertibles, instrumentos derivados, depósitos a plazo emitidos por instituciones bancarias extranjeras, entre otros. Por su parte, los límites por emisor establecen un límite a la inversión de los FPCh en instrumentos de un mismo emisor como instituciones financieras, empresa de un mismo grupo económico, sociedades anónimas abiertas, empresas de leasing, sociedad matriz y filiales, cuotas de un fondo de inversión, cuotas de un fondo mutuo, entre otros.

Dentro de los límites a destacar para efectos de los datos usados en este trabajo están: (1) que la suma de las inversiones que se realicen con un tipo de fondo de pensiones en instrumentos de una misma institución financiera y sus filiales, no podrá exceder el 9 % del mismo fondo; (2) la suma de las inversiones de todos los FPCh de una misma administradora en acciones de una institución financiera no pueden exceder el 2,5 % del total de acciones suscritas de dicha sociedad; (3) la inversión de los FPCh de una misma administradora en bonos de una misma serie, no puede exceder el 35 % de ésta; (4) la suma de la inversión de los FPCh de una misma administradora en bonos y efectos de comercio de una matriz y sus filiales no puede exceder el 12 % del valor del activo contable neto consolidado de la matriz; (5) la inversión de cualquier fondo en todo tipo de instrumentos emitidos por un mismo grupo empresarial, no podrá exceder el 15 % del valor del fondo respectivo; (6) la suma de la inversión de los FPCh de una misma administradora en acciones de una sociedad anónima abierta no podrá exceder el 7 % del total de acciones suscritas de dicha sociedad, y al momento de suscribir acciones de una nueva emisión, el monto máximo a suscribir no podrá exceder el 20 % de la emisión; (7) un fondo individual no podrá exceder el 3 % del total de acciones suscritas de una sociedad si es que ninguna persona directa o indirectamente concentra más del 50 % del capital con derecho a voto, 2,5 % si es que una persona directa o indirectamente concentra más del 50 % y menos del 65 % del capital con derecho a voto, y 1 % si es que una persona directa o indirectamente concentra más del 65 % del capital con derecho a voto.

2.5 Los fondos de pensiones y el mercado de capitales local

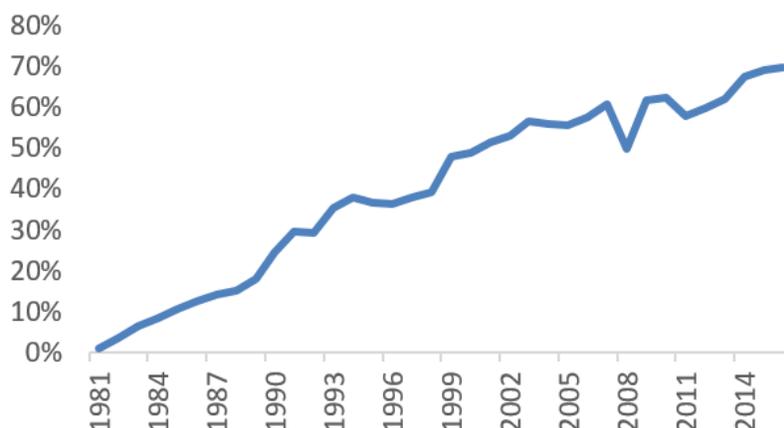
Los FPCh cumplieron un importante rol en el desarrollo del mercado de capitales chilenos al proveer liquidez a este y mejorar los mecanismos de monitoreo. También existen otros canales mediante los cuales los FPCh contribuyeron a profundizar los mercados financieros. Walker y Lefort (2002) mencionan que el horizonte de inversión de los Fondos de Pensiones sería mayor al de los hogares, lo que aumentaría la demanda por títulos de mayor maduración, lo cual tendría como consecuencia una disminución del costo de capital de las empresas que requieren financiamiento de largo plazo. Iglesias (1999) argumenta que los FPCh han tenido un efecto positivo en los gobiernos corporativos, incrementando el número de directores independientes en los directorios de empresas transadas en bolsa, reduciendo los costos de monitoreo producto de la mejor información pública disponible de empresas en que invierten los fondos de pensiones. Acuña e Iglesias (2000) mencionan que los fondos de pensiones contribuyeron al perfeccionamiento de la regulación de los mercados financieros¹⁸.

Actualmente, los activos de los FPCh superan los US\$ 200 mil millones, lo que representa más del 70 % del PIB de Chile. De estos recursos, cerca de US\$26.500 millones se encuentran invertidos en acciones y bonos corporativos de empresas chilenas. En el gráfico 1 se presenta la evolución de los activos de los fondos de pensiones desde que se instauró el sistema de capitalización. A diciembre de 2016, un 25,4 % de los activos manejados por los FPCh se encontraban invertidos en el Sector Estatal (principalmente bonos del Banco Central de Chile y bonos de la Tesorería General de la República), un 20,2 % en el Sector Financiero (principalmente bonos de instituciones financieras y depósitos a plazo), un 15,4 % en el Sector Empresas (principalmente acciones y bonos corporativos de empresas chilenas) y un 39 % en el Sector Extranjero (principalmente cuotas de fondos mutuos, acciones, e instrumentos de deuda). El gráfico 2 muestra la evolución de los destinos de los fondos de pensiones según sector económico y como porcentaje del PIB. En este se puede apreciar como ha ido cambiando la inversión de los FPCh en el sector “empresas” y en el sector “extranjero”. Los activos de los fondos de pensiones chilenos en el sector empresas se acercan a los

En el gráfico 3 se muestra cómo se distribuye el *stock* de inversión al interior del sector empresas. Como se aprecia, en un principio la tenencia de acciones y bonos corporativos

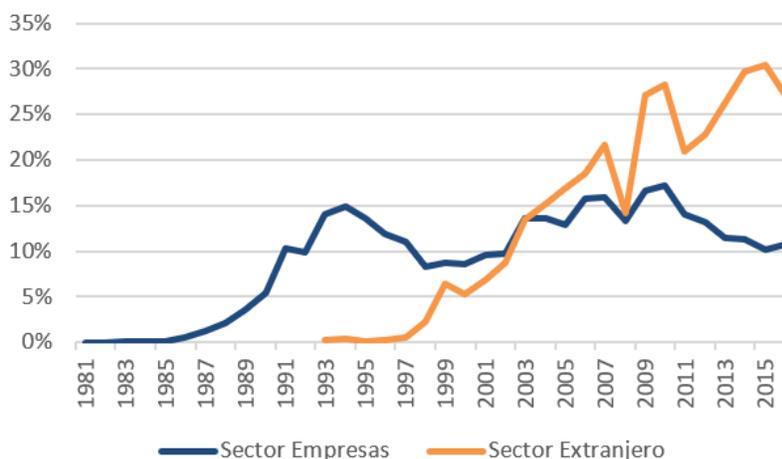
¹⁸Para más información sobre cómo la reforma de pensiones contribuyó al desarrollo del mercado de capitales ver Fuentes (2013), capítulo 5.2.

Gráfico 1: Activos de los fondos de pensiones chilenos
(% sobre el PIB corriente)



Fuente: Superintendencia de Pensiones, Fuentes (2013)

Gráfico 2: Dos sectores de destino de los fondos de pensiones chilenos
(% sobre el PIB corriente)

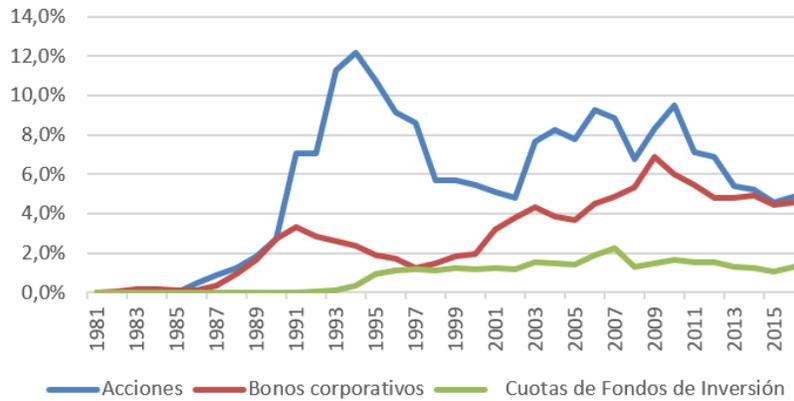


Fuente: Superintendencia de Pensiones, Fuentes (2013)

aumentó conjuntamente. Sin embargo, entre 1990 y 1994 se incrementó abruptamente el valor de las tenencias en acciones de empresas nacionales hasta llegar al 12% del PIB, lo que se explica en su mayor parte por el aumento en los precios de dichas acciones. Posteriormente, con el aumento de la inversión en el exterior, disminuyó la tenencia de acciones domésticas, estabilizándose entre un 4,5% y un 9,5% del PIB desde entonces hasta 2016. La tenencia de bonos corporativos, por su parte, luego de un primer *peak* en 1991, bajó progresivamente hasta 1,2% del PIB en 1997, para luego comenzar a aumentar hasta llegar a su máximo luego de la crisis *subprime* en 2009, año que alcanzó un 6,9% del PIB. Desde entonces la tenencia

de los FPCh en bonos corporativos se ha estabilizado en un nivel inferior a 5% del PIB.

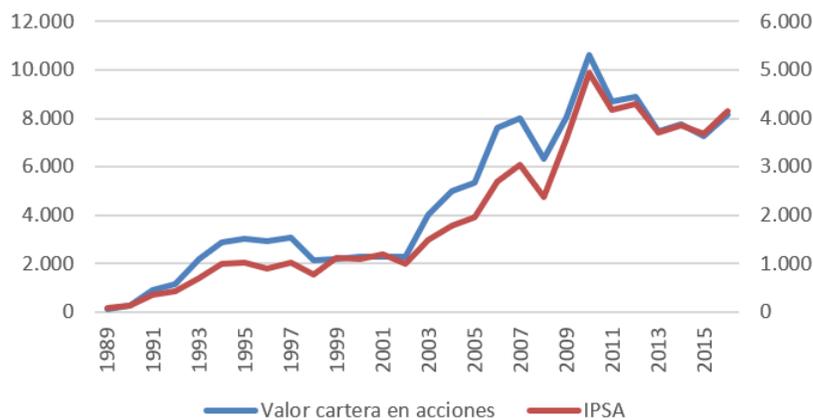
Gráfico 3: Inversión fondos de pensiones al interior del sector empresas (% sobre el PIB corriente)



Fuente: Superintendencia de Pensiones

En el gráfico 4 se muestra la comparación entre la evolución de las tenencias de los FPCh en acciones y la evolución del IPSA. Se puede apreciar una gran correlación entre ambas variables. Ello sugiere que el cambio en el valor de las tenencias en acciones de los fondos de pensiones han sido causados fundamentalmente por cambios en los precios y no por compras o ventas de acciones.

Gráfico 4: IPSA (der) e inversión de los FPCh en acciones (miles de millones, izq)



Fuente: Superintendencia de Pensiones, Bloomberg

3. Datos

Los datos usados en este trabajo provienen de cinco fuentes distintas. En primer lugar, se obtienen los datos de las carteras de inversión de los fondos de pensiones chilenos de la página de la Superintendencia de Pensiones. La información financiera de las empresas que abarcan las distintas muestras usadas se obtienen de Bloomberg y de las FECUs publicadas en la página de la Superintendencia de Valores y Seguros (SVS). Los datos de los bonos corporativos usados para calcular el costo de capital de la deuda se obtienen del portal Riskamerica. Finalmente, se obtienen datos de cartera de inversiones de Fondos Mutuos chilenos de la página de la SVS.

En una primera etapa se creó una base de datos en base a empresas que cotizan en bolsa y tienen una alta presencia bursátil. Para ello se seleccionaron empresas que pertenecen o pertenecieron al IGPA¹⁹, excluyendo bancos e instituciones financieras, empresas que llevan menos de 4 años listadas en bolsa y empresas que obtienen pérdidas por más del 30% sus periodos en la muestra²⁰. Se obtiene una muestra con datos trimestrales de 66 empresas y que abarca el periodo entre marzo de 1998 y marzo de 2017.

En una segunda etapa se creó la base de datos de bonos corporativos chilenos, para lo que se tomó la información de bonos corporativos provista por el portal Riskamerica desde 2000 en adelante y se cruzó con la base de datos de empresas elaborada anteriormente. Se seleccionaron solo bonos en UF²¹. Se obtiene una base de datos que comprende 276 bonos de 41 empresas distintas y que abarca todos los trimestres entre marzo de 2000 y marzo de 2017.

En el anexo 1 se presenta un resumen de todas las variables utilizadas en ambas muestras y sus respectivas unidades de medida. En el anexo 2, en la tabla A1 se muestra la estadística descriptiva de la muestra para la estimación del costo de capital de la deuda. Se puede ver que el Spread de la TIR valorada tiene una media de 153 puntos base y los FPCh - en su

¹⁹Este índice agrupa a acciones con un *free-float* mayor o igual a 5% y con una presencia bursátil mayor o igual a 5%, de manera que al usar este índice como referencia se está seleccionando acciones cuya liquidez permite que su precio refleje el valor real de la compañía. No todas las empresas de la muestra pertenecen al IGPA en todos los periodos, dado que se mantuvieron en la muestra empresas que luego de salir del IGPA mantuvieron más de 10.000 transacciones trimestrales.

²⁰Dos compañías superaban este umbral (Invexans e Invermar) antes de aplicar el criterio. El problema es que las pérdidas distorsionan los ratios financieros de la empresa lo que genera *outliers*.

²¹Los bonos en UF representan más del 90% del total de bonos de los que se disponen datos desde 2000 en adelante.

conjunto - mantuvieron una inversión media en bonos corporativos equivalente al 32% de cada emisión.

En la tabla A2 se muestra la estadística descriptiva de la muestra para la estimación del costo de capital accionario. La razón libro-bolsa de la muestra construida tiene una media de 1,04 y los FPCh mantuvieron una inversión media correspondiente al 6,8% de las acciones por empresa a lo largo de la muestra. Es relevante mencionar que las empresas IPSA promediaron un 62% de la muestra. En el primer trimestre de la muestra se tienen 27 empresas y en el último trimestre se tienen 59, llegando a un máximo de 65 en los trimestres transcurridos entre marzo de 2013 y marzo de 2015. La media por periodo a lo largo de la muestra fue de 46,9 empresas.

4. Efecto de los Fondos de Pensiones sobre el costo de capital de la deuda

4.1 El Costo de capital de la deuda

Como sostiene la hipótesis del *pecking-order*, una vez que las empresas han agotado sus recursos internos, tienden a recurrir a la deuda como segunda fuente de recursos (Myers y Majluf, 1984). La deuda puede ser “privada” (créditos bancarios o de otras instituciones financieras y *leasing*) o “pública” (bonos corporativos y papeles comerciales). La decisión entre estas opciones va a depender de las características de la deuda a emitir. En casos de deuda a plazos largos y por montos grandes, las empresas tienden a privilegiar deuda pública.

Los bonos corporativos son un instrumento de deuda pública muy usado por las empresas grandes chilenas. Como los Fondos de Pensiones chilenos invierten recurrentemente en ellos, es posible estimar el efecto de la inversión de los fondos de pensiones en estos títulos sobre el retorno exigido al bono (costo de capital). Como medida del costo de capital de la deuda se podría usar la Tasa Interna de Retorno (TIR) - o rendimiento a la madurez - a la que se transan los bonos en el mercado secundario. La TIR corresponde a la tasa de descuento que hace que el valor descontado de los pagos futuros de cada cupón sea igual al precio de mercado del bono.

Un problema con la TIR, es que en un mercado de bonos poco líquido, como lo es el mercado chileno de bonos en UF, pueden pasar muchos días sin que un bono específico tenga

transacciones. Para evitar usar datos de TIR desactualizados, se ocupa la “TIR valorada” que reporta diariamente el portal Riskamerica, calculado en base a un modelo dinámico multi-factorial (Cortazar et al, 2007; Cortazar et al, 2012).

Además, con el fin de controlar por posible correlación serial, se ocupa el *spread* de la TIR valorada sobre la tasa libre de riesgo. Este *spread* también es reportado por Riskamerica y es calculado como el diferencial entre la TIR valorada del bono corporativo y la TIR de un bono sintético con la misma estructura de flujos calculado sobre la curva cero cupón de los bonos del Banco Central de Chile en UF. En el anexo 3 se presenta una breve descripción del modelo utilizado por Riskamerica para estimar el *spread* diario de los bonos corporativos chilenos, el que se contrasta con el modelo estimado en este trabajo.

4.2 Metodología de Estimación

La especificación a estimar es la siguiente:

$$Spread_{s,i,t} = \beta_0 + \beta_1 PFPCh_{s,i,t-1} + \beta_2 X_{i,t} + \beta_3 Z_{s,t} + \gamma_i + \delta_t + \epsilon_{i,t}$$

donde $Spread_{s,i,t}$ es el *spread* de la TIR valorada por Riskamerica del bono s de la empresa i en el trimestre t (se usa el dato del ultimo día hábil del trimestre), medida en puntos base²²; $PFPCh_{s,i,t-1}$ es la participación de los FPCh en el total de bonos de la serie s de la firma i en $t - 1$, medida en puntos porcentuales; $X_{i,t}$ es un vector de características de la firma i y $Z_{s,t}$ es un vector de características del bono emitido. γ_i y δ_t son efectos fijos a nivel de firma y trimestre, respectivamente. La hipótesis de este trabajo es que el efecto de los fondos de pensiones sobre el costo de la deuda es pequeño o neutro, de manera que se predice que el coeficiente β_1 será cercano a 0.

A continuación, se presentan las variables contenidas en $X_{i,t}$ - cuyas descripciones y medidas se presentan en el anexo A1 - y su efecto esperado en $Spread_{s,i,t}$:

- Market leverage en $t - 1$: Como sugieren Modigliani y Miller (1958), en la medida que aumenta la proporción de deuda de la firma con respecto al patrimonio aumenta el riesgo de insolvencia, por lo que se espera un coeficiente positivo de esta variable.

²²Un punto base es un centésimo de 1% anual, es decir, 0,01% anual.

- Logaritmo del valor de económico de los activos en $t - 1$: Es un indicador del tamaño de mercado de la empresa emisora, lo cual está correlacionado positivamente con la capacidad de generar flujos futuros, por lo que se espera un coeficiente negativo.
- EBITDA relativo esperado en t^{23} : Mejores perspectivas de resultados para la empresa se relacionan con una mejora de la situación financiera de ésta, y viceversa. Además, mejores resultados están asociados a una mayor disponibilidad de recursos internos, lo que disminuye la probabilidad de que la empresa deba recurrir a financiamiento externo en el mediano plazo. Por lo tanto, el EBITDA relativo esperado se asocia negativamente con el costo de capital de la deuda de la empresa.
- Participación de los FPCh en el valor de mercado del total de los bonos emitidos por la empresa en $t - 1$: Empresas en que los fondos de pensiones tienen una mayor proporción de su deuda pública emitida tienden a representar oportunidades de inversión atractivas para los inversionistas institucionales, por lo que sus títulos tienen una mayor demanda que se traduce en un menor retorno exigido.

A continuación, se describen las variables contenidas en $Z_{s,t-1}$:

- Duración en $t - 1$: Una mayor duración se asocia a un mayor riesgo de crédito, por lo que debería estar correlacionado positivamente con el costo de capital de la deuda. Sin embargo, el apetito de los inversionistas institucionales por títulos de deuda de largo plazo, es decir, de mayor duración (Walker y Lefort, 2002), puede hacer que este efecto no sea lineal, por lo que también se agregan términos cuadráticos y cúbicos, cuyos signos se esperan que sean negativo y positivo, respectivamente²⁴.
- Logaritmo del tamaño de la serie en $t - 1$: Series de mayor tamaño son más atractivas para los inversionistas institucionales ya que pueden invertir y retirar sumas mayores de dinero en estas sin afectar fuertemente su precio, por lo que se espera un coeficiente negativo.

²³Como *proxy* del EBITDA esperado se usa el EBITDA efectivo de los cuatro periodos subsiguientes a t . Esto se basa en el supuesto de que la media del error de predicción del mercado es cero, es decir, el mercado no se equivoca consistentemente.

²⁴Tal como indica la hipótesis del Hábitat Preferido propuesta por Modigliani y Sutch (1967), cada individuo tiene una preferencia acerca del segmento de la curva de rendimiento en la cual ubicarse, que es el que le permita calzar el vencimiento de sus activos y pasivos. De esta manera, la curva de rendimientos puede tener una trayectoria no lineal, que es lo que se intenta capturar en este caso.

- Liquidez en $t - 1$: Una mayor liquidez del bono disminuye el premio por liquidez de éste, lo que es sinónimo de un menor retorno exigido, por lo que se espera que el signo de su coeficiente sea negativo.
- Clasificación de riesgo en t : A peor clasificación de riesgo, mayor es el retorno exigido. Por lo que se espera que entre menor sea la clasificación de riesgo de un bono, mayor sea el coeficiente asociado al efecto de esta clasificación sobre el *spread* del bono.

Por otra parte, cabe destacar que el efecto fijo a nivel firma, γ_i , captura características propias de la compañía como su beta, expectativas de crecimiento de largo plazo, aspectos operacionales que influyen en su rentabilidad operacional, aspectos estatutarios que afectan el flujo de dividendos, características de la industria en la que participa, tipo de bien comercializado (transable o no transable internacionalmente), descuento holding en caso de serlo, entre otros.

Por su parte, el efecto fijo por trimestre, δ_t , captura características de un trimestre en particular que pueden afectar el mercado de deuda como un todo. Esta variable captura los cambios en niveles de las tasas de interés del mercado, en la inflación, en inflación esperada, en el crecimiento esperado de la economía, en la tasa de impuestos corporativa, en el precio internacional del cobre, en la calificación de riesgo soberano de la República de Chile, entre otras variables relevantes de la economía y los mercados financieros.

Además, todas las estimaciones presentadas usan errores estándar robustos para controlar posible heterocedasticidad.

En la tabla A3 del anexo 2 se muestran las correlaciones entre las distintas variables incluidas en la estimación para el costo de capital de la deuda. Allí se observa que el Spread de la TIR valorada correlaciona de la manera esperada con todas las variables incluidas en el modelo. En el caso de la duración, la correlación resulta tener signo negativo, el cuál es el esperado para el término cuadrático.

4.3 Resultados

En la columna (1) de la tabla 2 se presentan los resultados de la especificación planteada. El efecto de la participación de los FPCh en un bono resulta ser significativo y negativo sobre su retorno exigido. Sin embargo, este efecto resulta muy pequeño considerando que

una disminución de 10 puntos porcentuales en la tenencia de un bono por parte de los fondos de pensiones chilenos elevaría en 4,5 puntos base su retorno exigido. Inclusive, si al coeficiente obtenido se le resta dos veces su desviación estándar, se encuentra que 10 puntos porcentuales menos en la tenencia de un bono por parte de los fondos de pensiones chilenos elevaría en 9,7 puntos base su *spread*. El valor de 4,5 puntos base es menor al reportado por Bhojraj y Sengupta (2003) quienes obtienen que para bonos corporativos de empresas de EEUU, 10 puntos porcentuales menos en manos de inversionistas institucionales en general, aumenta el retorno exigido de un bono en 11 puntos base.

Para el cálculo del efecto sobre el costo de capital total de la firma, se ocupa el Costo de Capital Promedio Ponderado (WACC por sus siglas en ingles). Se toma como referencia la hipótesis de Walker (2016), quien considera que la tasa de impuestos corporativa no debe descontarse del costo de capital de la deuda debido a que los impuestos corporativos a la renta son usados como un crédito tributario para las compañías inversionistas²⁵.

En el caso hipotético de que toda la deuda de la empresa estuviera emitida en bonos corporativos y tomando el caso de una empresa emisora representativa de la muestra, es decir, que tiene un *leverage* de mercado igual a 0,43 (mediana de la muestra) - lo que equivale a una proporción de 30 % de deuda sobre activos -, el efecto de 10 puntos porcentuales menos de participación de los FPCh en la deuda pública de la empresa sería de aproximadamente 1,35 puntos base adicionales en el WACC. Esta cifra es baja, considerando que el impacto en WACC para una firma emisora representativa (en que los FPCh mantienen cerca del 32 % de la tenencia de sus bonos) de que los fondos de pensiones bajen a cero su participación en sus bonos es de 4,05 puntos base adicionales en su costo de capital promedio ponderado²⁶.

En cuanto al resto de las variables incluidas en el modelo resultan ser significativas “*leverage* de mercado”, “logaritmo del valor económico de los activos”, “duración al cuadrado” y “liquidez”, todas ellas con los signos esperados²⁷. La regresión tiene un ajuste de 0,49, levemente inferior al reportado por otros estudios que usan metodologías similares como Anderson et. al (2003) con $\sim 0,56$, Bhojraj and Sengupta (2003) con $\sim 0,52 - 0,76$ y Campbell et al. (2012), $\sim 0,7$. En la tabla A5 del anexo 2, se muestra un test de robustez eliminando

²⁵Esto es: $WACC = r_D * \frac{D}{D+E} + r_E * \frac{E}{D+E}$

²⁶Este efecto es para el caso de un bono en particular y no equivale al efecto que tendría sobre el spread de todos los bonos el que los FPCh pasen a tener un 0 % de participación en el mercado de bonos nacional.

²⁷En la sección 6 se ahonda en los efectos de estas variables.

Tabla 2: Regresiones sobre el costo de capital de la deuda

VARIABLES	Predicción	(1)	(2)
		Spread 2000-2017	Spread 2000-2017
Part FPCh _{t-1}	(0)	-0.451* (0.259)	
Δ Part FPCh _{t-1}	(-)		-0.485** (0.238)
Part FPCh _{t-2}	(0)		-0.494* (0.299)
Mkt lev _{t-1}	(+)	18.062** (7.106)	18.367** (7.255)
log VE Act _{t-1}	(-)	-28.792*** (8.538)	-29.456*** (8.696)
EBITDA relativo	(-)	-0.270 (0.301)	-0.229 (0.318)
Duración _{t-1}	(+)	4.579 (8.214)	4.554 (8.644)
Duración _{t-1} ²	(-)	-2.435** (1.190)	-2.555** (1.271)
Duración _{t-1} ³	(+)	0.083 (0.050)	0.085 (0.054)
log Monto out _{t-1}	(-)	-15.183 (10.984)	-17.358 (12.052)
Liquidez _{t-1}	(-)	-0.268*** (0.066)	-0.507*** (0.172)
Tot part FPCh _{t-1}	(-)	-0.190 (0.213)	-0.244 (0.211)
Clas. Riesgo = AA+		56.759*** (20.649)	57.870*** (20.877)
Clas. Riesgo = AA		59.395*** (18.788)	60.623*** (18.874)
Clas. Riesgo = AA-		61.994*** (19.054)	62.511*** (19.005)
Clas. Riesgo = A+		69.954*** (18.189)	70.669*** (18.391)
Clas. Riesgo = A		69.376*** (18.637)	68.894*** (19.066)
Clas. Riesgo = A-		81.372*** (17.660)	81.596*** (18.093)
Clas. Riesgo = BBB+		139.537*** (29.491)	147.496*** (30.937)
Clas. Riesgo = BBB		203.068*** (33.209)	201.777*** (34.422)
Clas. Riesgo = BBB-		418.004*** (30.388)	415.101*** (31.780)
Clas. Riesgo = BB+		297.342*** (15.987)	297.978*** (16.648)
Clas. Riesgo = BB		287.989*** (18.036)	285.561*** (18.711)
Constant		941.996*** (290.105)	1,009.994*** (318.495)
Efectos fijos por trimestre		Si	Si
Efectos fijos por bono		Si	Si
Observaciones		5,648	5,383
Bonos		265	261
R2 within		0.486	0.481
R2 overall		0.301	0.285

Errores estándar robustos en paréntesis

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

las variables no significativas. Los resultados se mantienen bastantes estables, moviéndose el coeficiente de la participación de los FPCh entre -0,43 y -0,57.

Como sugieren Gompers y Metrick (2001), existe una abundante literatura que muestra que los precios de los bonos son afectados transitoriamente por *shocks* de demanda. A pesar de que la participación de los fondos de pensiones en un periodo determinado es una buena *proxy* de su participación el próximo periodo - debido a que su portafolio de inversiones es relativamente estable en el tiempo -, es interesante ver en cuánto afecta al retorno exigido un *shock* en la demanda de un bono, dado por un cambio en la posición de los FPCh. En la columna (2) se presenta el efecto de este shock. El resultado indica que la participación de los FPCh en la tenencia de un bono el trimestre anterior, tiene un efecto transitorio significativo sobre el *spread* de la TIR del bono, aunque muy acotado: una disminución en la tenencia de un bono por parte de los FPCh en 10 puntos porcentuales en $t - 1$ con respecto a $t - 2$, aumenta su retorno exigido en 4,9 puntos base, por solo un periodo.

El efecto nivel medido por la variable participación de los FPCh rezagada dos periodos también resulta ser significativo y no distinguible al efecto de la tenencia en $t - 1$ obtenido en la especificación de la columna (1). Además, es interesante notar que el coeficiente de la variable “Liquidez” se duplica en esta segunda especificación; una posible explicación es que existe algún grado de interacción entre el cambio de participación de los FPCh en un bono y su liquidez, dado por el hecho de que un cambio en la tenencia de los FPCh aumenta la liquidez del bono.

4.4 Comparación del efecto entre distintos años de la muestra

Para determinar si el efecto de la participación de los FPCh en un bono pudo haber cambiado entre los años que abarca la muestra, se comparan los resultados para dos ventanas de tiempo de 5 años al principio y al final de ésta. Los resultados se presentan en la tabla 3. En las columnas (1) y (2) se muestran las dos especificaciones estimadas en la tabla 2 para el periodo entre 2000 y 2004, donde se aprecia que el efecto de la participación de los FPCh en el *spread* de un bono es no significativo, al igual que el efecto del cambio en la tenencia del bono. En las columnas (3) y (4) se muestran ambas especificaciones para el periodo entre 2012 y 2017, donde tampoco se aprecia un efecto significativo de la participación de los FPCh, pero sí se encuentra un efecto significativo y negativo del cambio en la participación de los

Tabla 3: Regresiones sobre el costo de capital de la deuda

VARIABLES	Predicción	(1) Spread 2000-2004	(2) Spread 2000-2004	(3) Spread 2012-2017	(4) Spread 2012-2017
Part FPCh _{t-1}	(0)	0.105 (0.727)		-0.405 (0.290)	
△ Part FPCh _{t-1}	(-)		1.152 (0.846)		-0.692*** (0.254)
Part FPCh _{t-2}	(0)		0.100 (0.801)		-0.398 (0.354)
Mkt lev _{t-1}	(+)	19.848** (8.661)	19.381** (7.816)	20.012** (8.134)	20.198 (16.858)
log VE Act _{t-1}	(-)	-25.444 (18.050)	-31.111 (25.484)	-72.817*** (12.888)	-72.627*** (22.904)
EBITDA relativo	(-)	-0.916 (1.492)	-1.244 (1.577)	-1.152** (0.485)	-1.116** (0.486)
Duración _{t-1}	(+)	59.827*** (22.253)	54.006** (23.400)	2.273 (10.259)	1.427 (10.596)
Duración _{t-1} ²	(-)	-13.588*** (4.469)	-12.753*** (4.629)	-4.258*** (1.573)	-4.560*** (1.666)
Duración _{t-1} ³	(+)	0.546** (0.231)	0.501** (0.239)	0.126* (0.065)	0.134* (0.070)
log Monto out _{t-1}	(-)	-40.789** (17.676)	-41.295** (19.623)	-56.055*** (19.092)	-63.317*** (20.872)
Liquidez _{t-1}	(-)	-0.270 (0.530)	-1.019 (1.406)	-0.217** (0.108)	-0.233** (0.116)
Tot part FPCh _{t-1}	(-)	0.479 (0.475)	0.465 (0.568)	-0.417 (0.398)	-0.463 (0.653)
C. Riesgo = AA+				122.744*** (34.402)	139.125*** (41.191)
C. Riesgo = AA		6.519 (22.166)	17.587 (28.477)	106.692*** (34.359)	119.040** (44.428)
C. Riesgo = AA-		2.474 (22.480)	9.292 (26.491)	96.760*** (33.286)	107.195** (41.629)
C. Riesgo = A+		6.467 (19.106)	11.794 (23.776)	89.706*** (31.211)	99.062*** (36.447)
C. Riesgo = A		2.816 (27.973)	5.512 (33.660)	98.881*** (28.461)	108.844*** (32.543)
C. Riesgo = A-		-28.213 (29.232)	-27.557 (38.540)	-310.114*** (25.895)	-134.723*** (36.150)
C. Riesgo = BBB+		37.375 (34.904)	46.923 (51.023)	-169.552*** (33.889)	
C. Riesgo = BBB		-41.981 (73.669)	-35.191 (32.421)	-194.850*** (17.006)	-22.235 (38.418)
C. Riesgo = BBB-				-	172.043*** (53.148)
Constant		1,426.051*** (498.888)	1,471.955** (616.071)	2,749.370*** (495.275)	2,830.631*** (645.028)
Efectos fijos por trimestre		Si	Si	Si	Si
Efectos fijos por bono		Si	Si	Si	Si
Observaciones		1,259	1,149	1,930	1,886
Bonos		110	110	162	161
R2 within		0.427	0.425	0.491	0.491
R2 overall		0.131	0.135	0.096	0.102

Errores estándar robustos en paréntesis

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

fondos de pensiones, es decir, del *shock* de demanda. En este caso, una disminución de 10 puntos porcentuales en la tenencia de un bono por parte de los FPCh en $t - 1$ con respecto a $t - 2$ aumenta en 6,9 puntos base el *spread* de la TIR, lo que en términos de costo de capital promedio ponderado equivale a un aumento de aproximadamente 2 puntos base en la tasa. De nuevo, son valores pequeños.

El resultado obtenido indica que desde 2000 en adelante, en valor absoluto, no habría una tendencia de disminución del efecto de los fondos de pensiones chilenos sobre el costo de capital de la deuda de las firmas, dado que desde al menos esta fecha en adelante este efecto es no significativo o muy bajo²⁸.

Dentro de las posibles explicaciones de por qué el efecto del cambio de participación de los FPCh pasa de no ser significativo entre 2000 y 2004 a ser significativo entre 2012 y 2017, se sugiere: (i) un mayor conocimiento por parte de otros inversionistas de los movimientos de los FPCh, de modo que éstos podrían estar siguiendo en parte la estrategia de inversión de los fondos de pensiones lo que apalanca el efecto del cambio en participación sobre el *spread*; y/o (ii) que a partir de 2013 Chile perdió capacidad de reemplazar recursos desinvertidos por los FPCh, en caso de rebalanceo de su cartera, por recursos aportados por inversionistas internacionales.

4.5 Efecto de otros inversionistas institucionales

Una interrogante es si el efecto ya medido de la participación de los fondos de pensiones está recogiendo el comportamiento de otros inversionistas institucionales, como lo pueden ser los Fondos Mutuos o Compañías de Seguros de Vida. Para estudiar esto, en la tabla 4 se incluye como variable explicativa la participación de los fondos mutuos chilenos en la tenencia de bonos corporativos de empresas grandes²⁹. Su coeficiente resulta ser significativo y un poco mayor, en valor absoluto, que el efecto de la participación de los FPCh: 10 puntos porcentuales menos en la participación de los Fondos Mutuos chilenos, aumenta en 8,4 puntos base el *spread* de la TIR del bono. Una posible explicación de este resultado es la diferencia

²⁸En la sección 6 se discuten los efectos del resto de las variables explicativas del modelo

²⁹La información de la inversión de los Fondos Mutuos se encuentra publicada en la página de la Superintendencia de Valores y Seguros y comprende entre los años 2001-2017. En la muestra utilizada, los Fondos Mutuos tienen una media de 5,3 puntos porcentuales de la propiedad de los bonos (Desv. Est: = 7,5%). La información de la inversión de las Compañías de Seguros de Vida para el caso de bonos corporativos se encuentra disponible a nivel de emisor, pero no a nivel de bonos, por lo que no se incluye.

Tabla 4: Regresiones sobre el costo de capital de la deuda

VARIABLES	Predicción	(1)	(2)
		Spread 2001-2017	Spread 2001-2017
Part FPCh _{t-1}	(0)	-0.442* (0.261)	-0.498* (0.261)
Part FM _{t-1}	(-)		-0.842*** (0.254)
Mkt lev _{t-1}	(+)	18.160** (7.107)	18.012** (7.101)
log VE Act _{t-1}	(-)	-30.146*** (8.672)	-29.874*** (8.555)
EBITDA relativo	(-)	-0.251 (0.305)	-0.220 (0.301)
Duración _{t-1}	(+)	4.891 (8.250)	6.359 (8.285)
Duracion _{t-1} ²	(-)	-2.481** (1.199)	-2.759** (1.206)
Duracion _{t-1} ³	(+)	0.085* (0.051)	0.099* (0.052)
log Monto out _{t-1}	(-)	-15.337 (11.215)	-14.949 (10.958)
Liquidez _{t-1}	(-)	-0.269*** (0.066)	-0.224*** (0.065)
Tot part FPCh _{t-1}	(-)	-0.197 (0.215)	-0.180 (0.212)
Clas. Riesgo = AA+		57.415*** (21.135)	59.414*** (20.551)
Clas. Riesgo = AA		60.051*** (19.214)	63.184*** (18.771)
Clas. Riesgo = AA-		62.342*** (19.475)	66.135*** (19.041)
Clas. Riesgo = A+		70.573*** (18.615)	73.762*** (18.191)
Clas. Riesgo = A		69.768*** (19.004)	72.630*** (18.401)
Clas. Riesgo = A-		82.535*** (17.784)	84.076*** (17.332)
Clas. Riesgo = BBB+		139.536*** (29.562)	144.278*** (29.061)
Clas. Riesgo = BBB		203.254*** (33.138)	201.860*** (33.252)
Clas. Riesgo = BBB-		417.968*** (30.392)	413.852*** (30.446)
Clas. Riesgo = BB+		297.905*** (16.235)	295.865*** (16.262)
Clas. Riesgo = BB		287.393*** (18.261)	283.708*** (18.555)
Constant		966.891*** (295.980)	949.156*** (288.562)
Efectos fijos por trimestre		Si	Si
Efectos fijos por bono		Si	Si
Observaciones		5,577	5,577
Bonos		264	264
R2 within		0.483	0.486
R2-squared overall		0.306	0.316

Errores estándar robustos en paréntesis

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

en los criterios de inversión entre los fondos de pensiones y los fondos mutuos. Los FPCh tienden a utilizar la estrategia de comprar y mantener (Reisen, 1998), mediante un portafolio con un horizonte de inversión de largo plazo que les permita calzar la duración de sus activos con los de sus pasivos (dado por el plazo promedio de retiro de las pensiones que deberán pagar a sus afiliados); mientras que los fondos mutuos tienden a rebalancear su portafolio de acuerdo a los movimientos del mercado y tienen un horizonte de inversión más reducido que les permita calzar la duración de su cartera de inversión con la del plazo promedio de retiro de los fondos por parte de sus inversionistas. De esta manera, la tenencia de los fondos mutuos tendría un efecto más pronunciado sobre el costo de capital de la deuda.

5. Efecto de los Fondos de Pensiones sobre el costo de capital accionario

5.1 El costo de capital accionario

Los inversionistas de instrumentos financieros exigen un retorno a su inversión de acuerdo al rendimiento esperado de la firma en el futuro. La literatura empírica ha desarrollado distintos modelos para estimar el costo de capital exigido a la firma, los que utilizan datos históricos de proyecciones de variables tales como precios de acciones, utilidades y crecimiento de la firma. Entre ellos están el método del precio objetivo introducido por Botosan y Plumbee (2002), el método de la industria planteado por Gebhardt et al. (2001), el modelo de crecimiento de Gordon y Gordon (1997) y el modelo de crecimiento del ratio precio-retorno de Easton (2004). Sin embargo, para el caso chileno estas metodologías se enfrentan con el problema de que no existen datos históricos de calidad aceptable para variables proyectadas para un número representativo de firmas.

Por esta razón, este trabajo utiliza una forma alternativa para aproximarse al costo de capital accionario. Walker y Lefort (2002) afirman que cualquier efecto en el costo de capital debe reflejarse en la evolución histórica de la razón valor bolsa-valor libro, en el retorno de los dividendos³⁰ (o *dividend-yield* según su denominación más común en inglés) y en la razón precio-utilidad. El argumento es que si bien estas razones varían en el tiempo, tanto por el lado del retorno accionario exigido como por la tasa de crecimiento esperada de las utilidades

³⁰Corresponde a los dividendos pagados en el último año divididos por el precio de la acción.

(Campbell y Schiller, 1988), esta última variable tiende a tener una volatilidad pequeña en comparación con la volatilidad de los precios de las acciones. Por eso la mayor parte de los cambios en estas razones corresponden a cambios en la tasa exigida de retorno accionario. Al respecto, Damodaran (2009) argumenta que si se supone un crecimiento estable de la firma igual a la tasa libre de riesgo en el largo plazo, entonces el retorno por dividendos iguala al premio por riesgo accionario exigido a la firma; alternatively, plantea que si se supone que el retorno sobre patrimonio (ROE) de la empresa es igual al retorno accionario exigido y que la tasa de crecimiento de la firma es constante, entonces el inverso de la razón precio-utilidad (retorno de las utilidades o *earnings yield* por su uso más común en inglés) equivale al retorno accionario exigido.

Sin embargo, comparando ambas razones con el retorno exigido implícito calculado usando datos históricos de flujo de caja proyectado para el índice S&P 500, Damodaran (2009) muestra que el retorno de las utilidades no es una buena *proxy* del retorno exigido, aunque se mueve en la misma dirección. En cambio, el retorno de los dividendos resulta ser una *proxy* muy cercana, aunque solo hasta 1980, fecha a partir de la cual se desacopla de la serie del retorno exigido. Argumenta que este cambio estructural se podría explicar por el aumento en la recompra de acciones como vía para compensar a los accionistas. Como la recompra de acciones es una práctica muy inusual entre las grandes empresas chilenas, se podría suponer que no se aplicaría ese cambio estructural para Chile.

Con respecto a la razón precio-libro, Fama y French (1995) proveen un modelo teórico que predice que las firmas con mayor retorno accionario requerido tendrán una mayor razón libro-bolsa (el inverso de bolsa-libro). Fama y French (1992) encuentran en la evidencia para Estados Unidos que entre 1963-1990 esta razón se relaciona positivamente con el retorno accionario promedio.

Este trabajo utilizará como *proxy* la razón libro-bolsa siguiendo a Fama y French (1992, 1995)³¹. Si bien también se probó con las otras dos *proxies* del costo de capital accionario, no se obtuvo un ajuste en el modelo que permitiera sacar conclusiones robustas. Una posible explicación de esto es que tanto los retornos de las utilidades como los retornos de los dividendos son muy volátiles a nivel de firma, lo que contrasta con los retornos de las utili-

³¹También nos acercamos a lo realizado por Walker y Lefort (2002) quienes ocupan el inverso de esta razón. Sin embargo, no necesariamente ambas aproximaciones conducen a los mismos resultados ya que al invertir una variable cambiará su distribución.

dades y dividendos a nivel de índice cómo comúnmente se han estudiado estas variables en la literatura.

5.2 Metodología de estimación

La especificación a estimar para el costo de capital accionario, medido a través de la razón libro-bolsa, es la siguiente:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PFPCh_{i,t-1} + \beta_2 X_{i,t} + \gamma_i + \delta_t + \epsilon_{i,t}$$

donde $Y_{i,t}$ es la *proxy* usada del premio por riesgo accionario, es decir, la razón libro-bolsa de las acciones de la empresa i en el trimestre t (se usa el dato del último día hábil del trimestre), $PFPCh_{i,t-1}$ es la participación de los FPCh en el total de las acciones comunes de la firma en $t - 1$, medida en puntos porcentuales, y $X_{i,t}$ es un vector de características de la firma i . γ_i y δ_t son efectos fijos a nivel de firma y trimestre, respectivamente. La hipótesis evaluada por este trabajo es que el efecto de los fondos de pensiones sobre el costo de capital es bajo o neutro, de manera que se predice un coeficiente β_1 cercano a 0 o levemente negativo.

A continuación, se mencionan las variables contenidas en $X_{i,t}$ - cuya descripción y medida se detallan en el anexo 1 - y su efecto esperado sobre $Y_{i,t}$:

- Leverage de Mercado en $t - 1$: Como se explicó en la sección anterior, se espera un coeficiente positivo de esta variable.
- Logaritmo del valor de económico de los activos en $t - 1$: Sumado a lo explicado en la sección anterior, Gompers y Metrick (2001) argumentan que los inversionistas institucionales tienen preferencia por acciones de empresas grandes, lo que podría aumentar la demanda por títulos de este tipo de empresas y refuerza la hipótesis de que el tamaño reduce el retorno accionario exigido.
- EBITDA relativo esperado en t : Como se explicó anteriormente, mejores perspectivas para la empresa se asocian negativamente con el costo de capital accionario de esta.
- Logaritmo de liquidez en $t - 1$: Una mayor liquidez de la acción disminuye el premio por riesgo de liquidez, por lo que se espera que disminuya el costo de capital exigido a la firma.

- Momentum en $t - 1$: Una amplia literatura reconoce la existencia de un efecto positivo del retorno pasado de la acción sobre el retorno futuro de la misma acción, lo que conlleva un menor retorno exigido. Por lo tanto, se espera que una mayor rentabilidad pasada tenga un efecto negativo sobre el rendimiento exigido a la acción.
- IPSA en $t - 1$: Las acciones en el índice IPSA se caracterizan por tener un alto volumen de transacciones y por ende mayor liquidez. Además, como demuestran Appel et. al (2016) y Mullins (2014) los inversionistas institucionales tienen preferencia por acciones que son parte de índices selectivos³². Eso aumentaría su inversión en acciones de estos índices y con ello el monitoreo sobre estas firmas, lo que mejoraría las prácticas de gobernanza corporativa. Esto reduciría el retorno exigido a la acción, lo que debiera traducir en un coeficiente negativo.
- IFRS en t : El cambio de norma contable de GAAP a IFRS afectó el reporte de estados financieros de las empresas, por lo que de no considerarse este cambio podría haber un sesgo en los resultados producto de los distintos criterios contables entre ambas normas.

Al igual que en la sección anterior, el efecto fijo a nivel firma, γ_i , captura características propias de la compañía y el efecto fijo por trimestre, δ_t , captura características de un trimestre en particular que afecta al mercado accionario en su conjunto. Todas las estimaciones presentadas usan errores estándar robustos para controlar posible heterocedasticidad.

Desde la perspectiva de un modelo de factores de riesgo, las fluctuaciones en las condiciones macro financieras de la economía, que determinan la tasa libre de riesgo y el premio por riesgo accionario, serían capturadas en este modelo por los efectos fijos de trimestre. Por otro lado, se reconoce que cada empresa individual tiene pocas posibilidades de cambiar su exposición al riesgo de mercado (beta o betas asociados a los factores de riesgo sistemático). En este modelo, estas diferencias entre compañías son captadas por los efectos fijos de empresa. Como la firma emisora todavía puede cambiar su *leverage* y la duración de sus pasivos, el modelo propuesto considera estas variables explicativas, entre otras.

En el supuesto de un mercado de capitales con curvas de demanda perfectamente planas para cada título, donde no hay presiones de precios (es decir, los recursos y cualquier otro

³²El IPSA es más selectivo que el IGPA, debido a que agrupa a las 40 acciones con mayor capitalización bursátil, mayor proporción de *free float* y mayor liquidez de éste.

servicio que los FPCh prestan a la empresa - como monitoreo adicional - son sustituidos en poco tiempo y en forma perfecta por otros inversionistas), no habrían cambios en la exposición al riesgo sistemático soportada por los inversionistas frente a cambios en la variable $PFPC h_{i,t-1}$, esto es, no cambiaría el precio bolsa.

En la tabla A4 del anexo 2 se muestran las correlaciones entre las distintas variables incluidas en la estimación, donde se observa que la *proxy* usada para el costo de capital accionario correlaciona de la manera esperada con todas las variables.

5.3 Resultados

Los resultados de las estimaciones se muestran en la tabla 5 donde se estima el costo de capital accionario usando como *proxy* la razón libro-bolsa. En la columna (1) se realiza la estimación propuesta, donde se obtiene que la variable de interés, Part FPCh, resulta ser no significativa al considerar en conjunto todos los años de la muestra. Este resultado indica que no hay efectos de una mayor participación de los FPCh sobre el WACC de la firma.

Observando las variables de control, resultan ser significativas “*leverage* de mercado”, “logaritmo del valor económico de los activos”, “EBITDA relativo” y “*momentum*”, todos ellos con sus signos esperados³³. El ajuste del modelo es $\sim 0,75$, lo que es mayor al reportado en otros estudios. Esto puede deberse al uso de distintas aproximaciones para medir el costo de capital accionario³⁴. En la tabla A6 del anexo 2, se muestra un test de robustez en el que se van eliminando las variables no significativas, donde se aprecia que los coeficientes de las variables significativas permanecen estables en todos los casos.

En la columna (2) de la tabla 5 se muestra la especificación que toma en cuenta el efecto transitorio del *shock* de demanda producido por el cambio de participación de los FPCh en la tenencia de acciones de la empresa. Se puede ver que en este caso, que considera toda la muestra, no hay un efecto significativo del cambio de participación de los fondos de pensiones entre $t - 2$ y $t - 1$ y tampoco del nivel de participación que mantuvieron en $t - 2$.

En cuanto al resto de las variables explicativas, se observa que sus coeficientes permanecen estables entre estas dos especificaciones.

³³Estos efectos se discuten con más detalle en la sección 6.

³⁴Walker y Lefort (2002), reportan un ajuste de $\sim 0,37$ para la razón bolsa-libro, aunque a nivel de índice por lo que no controlan por efectos fijos a nivel de firma y año. Campbell et al. (2011), reporta un ajuste de $\sim 0,28$, sin embargo, ellos utilizan el método de Gebhardt et al. (2001) para estimar el costo de capital accionario.

Tabla 5: Regresiones sobre el costo de capital accionario

VARIABLES	Predicción	(1)	(2)
		Book-Market 1998-2017	Book-Market 1998-2017
Part FPCh _{t-1}	(0)	-0.001 (0.004)	
ΔPart FPCh _{t-1}	(-)		-0.008 (0.006)
Part FPCh _{t-2}	(0)		-0.000 (0.005)
Mkt lev _{t-1}	(+)	0.548*** (0.035)	0.507*** (0.039)
log VE Act _{t-1}	(-)	-0.462*** (0.052)	-0.449*** (0.053)
EBITDA relativo	(-)	-0.007** (0.003)	-0.008** (0.003)
log Liquidez _{t-1}	(-)	0.008 (0.015)	0.002 (0.015)
Momentum _{t-1}	(-)	-0.011*** (0.002)	-0.010*** (0.002)
IPSA _t	(-)	-0.012 (0.045)	-0.021 (0.048)
IFRS _t		0.040 (0.034)	0.032 (0.033)
Constant		7.822*** (0.960)	6.965*** (0.679)
Efectos fijos por trimestre		Si	Si
Efectos fijos por firma		Si	Si
Observaciones		3,235	3,169
Firmas		66	66
R2 within		0.751	0.773
R2 overall		0.548	0.535

Errores estándar robustos en paréntesis

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

5.4 Comparación del efecto entre distintos años de la muestra

En la tabla 6 se presentan los resultados dividiendo la muestra entre los años 2000-2004 y 2012-2017, de manera de estudiar si el efecto de la participación de los FPCh en la tenencia de las acciones de una empresa cambió entre ambos grupos de años. Las columnas (1) y (2) muestran los resultados de ambas especificaciones presentadas en la tabla 5 para los años 2000-2004. Como se puede apreciar, en estos años el efecto de la participación de los FPCh es no significativo en ambas especificaciones, al igual que el cambio de la participación de los FPCh en la columna (2) - tal como se obtuvo en la muestra que incluye todos los años -.

En cambio, en las columnas (3) y (4), que se refiere a los años 2012-2017, se encuentra que tanto el efecto del nivel de participación como del cambio de participación entre periodos es significativo y negativo. Para la columna (3), se tiene que 1 punto porcentual menos de

Tabla 6: Regresiones sobre el costo de capital accionario

VARIABLES	Predicción	(1) Book-Market 2000-2004	(2) Book-Market 2000-2004	(3) Book-Market 2012-2017	(4) Book-Market 2012-2017
Part FPCh _{t-1}	(0)	0.004 (0.006)		-0.021* (0.012)	
ΔPart FPCh _{t-1}	(-)		-0.001 (0.077)		-0.034*** (0.013)
Part FPCh _{t-2}	(0)		0.004 (0.006)		-0.023* (0.013)
Mkt lev _{t-1}	(+)	0.418*** (0.044)	0.417*** (0.044)	0.689*** (0.169)	0.687*** (0.167)
log VE Act _{t-1}	(-)	-0.531*** (0.140)	-0.535*** (0.138)	-0.884*** (0.172)	-0.904*** (0.177)
EBITDA relativo	(-)	-0.019** (0.009)	-0.022** (0.010)	-0.010* (0.006)	-0.010* (0.006)
log Liquidez _{t-1}	(-)	-0.013 (0.027)	-0.017 (0.027)	0.019 (0.023)	0.019 (0.024)
Momentum _{t-1}	(-)	-0.012*** (0.003)	-0.013*** (0.003)	-0.012*** (0.002)	-0.012*** (0.002)
IPSA _t		0.085 (0.145)	0.252** (0.104)	-0.022 (0.069)	-0.039 (0.070)
IFRS _t		-	-	-	-
Constant		8.447*** (1.996)	8.460*** (1.975)	13.443*** (2.750)	13.703*** (2.817)
Efectos fijos por trimestre		Si	Si	Si	Si
Efectos fijos por firma		Si	Si	Si	Si
Observaciones		674	670	1,059	1,052
Firmas		35	35	65	65
R2 within		0.674	0.676	0.708	0.705
R2 overall		0.655	0.686	0.198	0.197

Errores estándar robustos en paréntesis

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

participación de los FPCh en la tenencia de las acciones de una empresa aumenta en 0,021 la razón libro-bolsa, lo que para la media de dicho valor (1,05) significa un aumento de 2 puntos porcentuales. En la columna (4), se tiene que el efecto *shock* de demanda, cuando los FPCh disminuyen en 1 punto porcentual su participación en las acciones de una compañía entre $t - 2$ y $t - 1$, es un aumento de 0,034 en la razón libro bolsa. El efecto de reducir en 1 punto porcentual la participación de los fondos de pensiones en $t - 2$ es de 0,023 adicional en la razón libro-bolsa. En ambos casos, los coeficientes del efecto del nivel de participación de los FPCh son significativamente distintos de cero al 10 % de confianza, pero no al 5 % de confianza.

Se puede aproximar el efecto de los cambios en la razón libro-bolsa - producto de un

cambio en la participación de los FPCh en las acciones de la empresa - sobre el costo de capital accionario usando la fórmula de cálculo del precio de la acción mediante el valor presente del dividendo esperado en $t+1$ ³⁵. Se encuentra que para la estimación de la columna (3) un aumento de 0,021 en la razón libro-bolsa, producto de un punto porcentual menos de participación de los FPCh, lleva a un aumento de 10 puntos base en el costo de capital accionario (reemplazando el resto de las variables por su valor mediano en la muestra).

En términos del WACC, para el caso de una empresa representativa con un *leverage* de mercado de 0,43 - lo que equivale a una proporción de 70% de *equity* sobre activos -, un punto porcentual menos en la tenencia de acciones por parte de los FPCh, aumenta en 7 puntos base el costo de capital promedio ponderado de la compañía. Si se toma en cuenta que en una empresa grande representativa los fondos de pensiones chilenos mantienen un 4,3% de las acciones respectivas (mediana), una liquidación extrema de todas las acciones de esta empresa en manos de los FPCh, aumentaría su WACC en 30 puntos base. Este efecto es pequeño, pues equivale a 0,3% anual (por ejemplo aumenta desde 6,0% a 6,3% anual).

Estos resultados³⁶ indican que el efecto de la participación de los fondos de pensiones chilenos sobre el costo de capital accionario aumentó en 2012-2017 con respecto a los años 2000-2004. Como posibles explicaciones de este resultado, se plantean las mismas que en la sección anterior, es decir, (i) un mayor efecto manada, y/o (ii) una menor capacidad del mercado de bonos de reemplazar los recursos desinvertidos por los FPCh³⁷.

5.5 Efecto de otros inversionistas institucionales

Para determinar como el comportamiento de otros inversionistas institucionales afecta el costo de capital de la empresa, en la tabla 7 se incluye el efecto de la participación de

³⁵ $P_{accion} = \frac{E(D_{t+1})}{r-g}$, donde r es el costo de capital accionario, $E(D_{t+1})$ es el dividendo esperado en $t+1$ y g es el crecimiento esperado de los dividendos futuros. En el Anexo 4 se presenta el desarrollo de esta fórmula hasta llegar al siguiente resultado:

$$\frac{d(r)}{d(PartFPCh)} = \frac{E(D_{t+1})}{P_{libro}} \cdot \frac{d(\frac{P_{libro}}{P_{accion}})}{d(PartFPCh)}$$

donde el término de la izquierda corresponde al efecto de un cambio en la participación de los fondos de pensiones sobre el costo de capital accionario y el segundo término a la derecha al mismo efecto sobre la razón libro-bolsa, que es el coeficiente estimado en esta sección. Se ocupa como dividendo esperado el dividendo efectivo en $t+1$.

³⁶En la sección 6 se discuten los efectos del resto de las variables explicativas del modelo

³⁷Para mayor desarrollo de estos puntos ver sección 4.3.

Tabla 7: Regresiones sobre el costo de capital accionario

VARIABLES	Predicción	(1)	(2)
		Book-Market 2001-2017	Book-Market 2001-2017
Part FPCh _{t-1}	(0)	0.001 (0.006)	0.002 (0.005)
Part FM _{t-1}	(-)		-0.006 (0.017)
Mkt lev _{t-1}	(+)	0.576*** (0.086)	0.575*** (0.086)
log VE Act _{t-1}	(-)	-0.457*** (0.051)	-0.457*** (0.051)
EBITDA relativo	(-)	-0.007** (0.003)	-0.007** (0.003)
log Liquidez _{t-1}	(-)	-0.004 (0.014)	-0.003 (0.014)
Momentum _{t-1}	(-)	-0.009*** (0.001)	-0.009*** (0.001)
IPSA _t	(-)	-0.011 (0.049)	-0.008 (0.054)
IFRS _t		0.026 (0.043)	0.028 (0.045)
Constant		6.955*** (0.662)	6.943*** (0.660)
Efectos fijos por trimestre		Si	Si
Efectos fijos por firma		Si	Si
Observaciones		2,966	2,966
Firmas		66	66
R2 within		0.742	0.742
R2 overall		0.435	0.437

Errores estándar robustos en paréntesis

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

los fondos mutuos chilenos en la tenencia de acciones de empresas nacionales entre los años 2001 a 2017³⁸. En la columna (1) se muestra la especificación presentada al inicio de esta subsección y la columna (2) muestra la especificación incluyendo el efecto de la participación de los fondos mutuos. Como se puede ver, en ambos casos se mantiene el efecto no significativo de la participación de los FPCh. El efecto de la participación de los fondos mutuos también resulta ser no significativo sobre el costo de capital accionario³⁹.

³⁸En la muestra, los Fondos Mutuos tienen una media de 1 % de participación en la tenencia de las acciones y una desviación estándar de 1,5 %.

³⁹No se mide el eventual efecto de las inversiones accionarias de las Compañías de Seguros de Vida ya que su tenencia de acciones en empresas chilenas grandes es muy pequeña (Media = 0,20 % ; Desv. Est. = 0,64 %).

6. Otros hallazgos interesantes para Finanzas Corporativas

A partir de los resultados obtenidos en las estimaciones de las tablas 3 y 6, se pueden extraer otras conclusiones novedosas e interesantes de los coeficientes de las variables explicativas incluidas en cada especificación. Ellas pueden ser útiles para los distintos partícipes del mercado financiero. Muchos de estos resultados habían contado hasta ahora con poca o escasa evidencia empírica para Chile.

6.1 Efectos generales sobre los componentes del costo de capital de la firma

Una primera conclusión es que el costo de capital accionario es considerablemente más sensible que el costo de la deuda frente a incrementos en el *leverage* de mercado de la empresa. Con todo lo demás constante, para el caso de la deuda, un aumento de 0,1 en el ratio de *leverage* aumenta el *spread* de la TIR en 1,8 puntos base, mientras que para el caso de las acciones, al aproximar el efecto sobre costo de capital, se tiene que el aumento de 0,1 en el ratio de *leverage* aumenta el rendimiento exigido en 28 puntos base. Si bien estas mediciones no capturan probables efectos no lineales y usan muestras con distinta dispersión, permite dimensionar que, frente a un aumento de la deuda de la empresa, se castiga más fuertemente la tasa exigida a las acciones que la tasa exigida a la deuda. Este hallazgo se encuentra en línea con lo predicho por la teoría ya que que el pago de la deuda es prioritaria por sobre el pago a accionistas en caso de *default* de la compañía (Grinbatt y Titman, 2002).

En segundo lugar, el coeficiente de EBITDA relativo (EBITDA esperado dividido por los activos a valor libro de la empresa) es no significativo para el caso de la deuda pública y es significativo negativo, aunque pequeño, para el caso de las acciones. Esto nuevamente se explica por la prioridad de la deuda: mientras que un bajo EBITDA disminuye los flujos futuros de los accionistas por concepto de dividendos, todavía puede ser suficiente para pagar los compromisos financieros de la empresa con los tenedores de bonos. De esta manera cae mucho menos el rendimiento exigido a la deuda frente a una baja en el EBITDA relativo.

En tercer lugar, se tiene que para ambos tipos de capital, el logaritmo del valor económico de los activos tiene un efecto negativo y estadísticamente significativo al 1%: un aumento

de 0,1 en esta variable, lo que es cercano a un aumento de un 10% del valor económico de los activos para una empresa representativa de ambas muestras, disminuye en cerca de 2,8 puntos base el retorno exigido a la deuda y disminuye en 0,005 la razón libro-bolsa para el caso del costo de capital accionario. Esto implica que en la medida que crece el valor de los activos de la empresa a precio de mercado, ésta puede acceder a financiamiento levemente más barato tanto por medio de una emisión de bonos como por una emisión de acciones.

Con respecto a la variable liquidez, se aprecia que tiene influencia significativa en el caso de los bonos corporativos, pero no en el caso de las acciones. La explicación de esto es que una gran mayoría de las compañías seleccionadas en la muestra de acciones tiene una alta presencia bursátil, por lo que no hay una ganancia en el margen de un aumento adicional en la liquidez de ésta. Mientras que para el caso de los bonos, estos tienden a tener un bajo nivel de transacciones, de manera que pasa a ser más atractivo para un inversionista (especialmente para los más activos) un bono con mayor liquidez que le permita comprar y vender fácilmente sin un gran castigo en el precio. Esto disminuye su retorno exigido.

En cuanto al efecto de la duración sobre el costo de capital de la deuda, se encuentra un coeficiente negativo y significativo para el efecto cuadrático de la duración, controlando también por un efecto lineal y uno cúbico. Este resultado indica que existe una alta demanda por bonos de mayor duración⁴⁰, lo que tiene como efecto una disminución en el *spread* de estos títulos. Esto indica que la presión de compra de los Fondos de Pensiones y Compañías de Seguros de Vida por títulos largos no afecta solamente la curva de rendimiento de los bonos de mínimo riesgo (como bonos del Banco Central), sino también afecta el *spread* de los bonos corporativos y quizás en mayor medida, dado que se estima un efecto de hasta 200 puntos base. Esta información es útil no solo para los participantes de ese mercado, sino también para eventuales políticas monetarias de relajación cuantitativa.

Finalmente, se encuentra un efecto negativo y significativo al 1% de la variable *Momentum* sobre el costo de capital accionario. Este resultado sugiere que el mercado de acciones de empresas grandes chilenas no es del todo eficiente. Esto ocurriría en el caso de que el retorno anormal de acciones con retornos positivos en el pasado provenga de correlación serial en los componentes idiosincráticos de la acción, como sugieren Jegadeesh y Titman (1993).

⁴⁰Seguramente por la necesidad de calzar activos y pasivos para los FPCh y Compañías de Seguro de Vida. Esto además explica la correlación negativa entre *spread* y duración reportado en la tabla A3 del anexo 2.

Confirmar este punto requiere realizar otros análisis que aquí no se abordan. Una implicancia para empresas que deseen hacer un aumento de capital por medio de la emisión de nuevas acciones, es que pueden acceder a un menor costo de capital en la medida que esta emisión se realice cuando se experimenta una racha alcista en el precio de la acción; mientras que para los inversionistas implica que no conviene participar de aumentos de capital en dichos casos.

6.2 Comparación de los efecto entre distintos años de la muestra

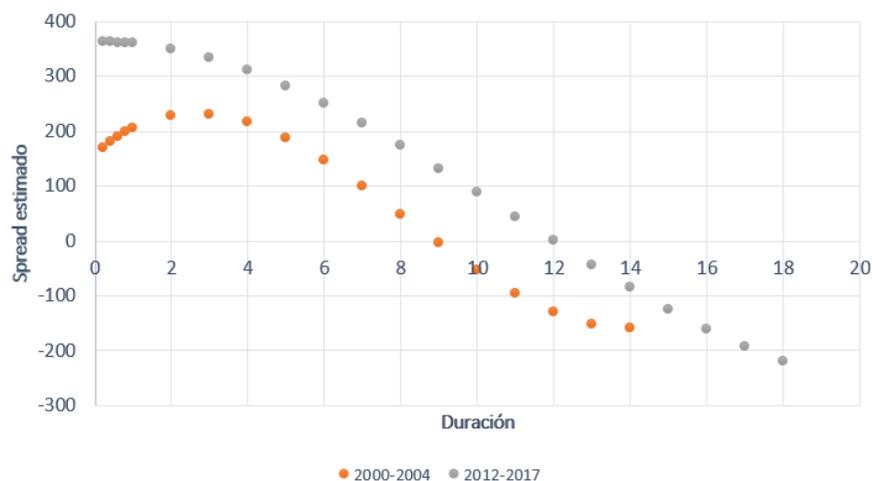
En la tabla 3, que compara el efecto de las distintas variables del modelo para el costo de capital de la deuda entre un grupo de años al comienzo y al final de la muestra, se encuentra que el efecto del “logaritmo del valor económico de los activos” más que se duplica y pasa a ser significativo en la submuestra 2012-2017, con respecto a la submuestra 2000-2004. Futuras investigaciones podrán evaluar posibles explicaciones de este fenómeno.

Otra diferencia relevante se da en las variables de duración lineal, cuadrática y al cubo, cuyos coeficientes disminuyen, en valores absolutos, entre 2012-2017 (ver tabla 3), comparado con los años iniciales de la muestra. La explicación puede ser un cambio en la estructura de la curva de las tasas *forward* entre ambos periodos, ya sea por un fenómeno mundial producido por las políticas monetarias de bajas tasas y *quantitative easing* impulsadas por distintos bancos centrales o por un fenómeno nacional producido por un mayor desarrollo del mercado de capitales, lo que podría haber afectado la cantidad de recursos destinados a ser colocados en los distintos segmentos de la curva de rendimiento. En el gráfico 5 se muestra la trayectoria esperada del *spread* de acuerdo a las estimaciones puntos de un bono representativo de cada submuestra (es decir, que cada una de sus variables corresponden a la mediana en cada submuestra) para distintas duraciones⁴¹. Debido a que los coeficientes de la duración se estiman con grados de error, los intervalos de confianza de ambas curvas, al 95 % de confianza, incluyen *spreads* positivos para todas las duraciones en que hay datos, como se muestra en el Anexo 5.

El efecto del “logaritmo del monto *outstanding*” también tiene un aumento relevante en valor absoluto, el cual puede estar explicado por las diferencias en la dispersión del monto de las emisiones entre ambos periodos, producido principalmente por la emisión de series de

⁴¹Cabe mencionar que la mayor duración de un bono corresponde a 14 años para la submuestra 2000-2004 y 18 años para la submuestra 2012-2017.

Gráfico 5: Efecto esperado de la duración sobre el *spread* de un bono



Fuente: Elaboración propia. Nota: En este caso, el valor inicial del *spread* se obtiene a partir del *spread* pronosticado por la ecuación estimada sobre el costo de capital de la deuda presentada en la sección 4.2., para un trimestre y un emisor representativo (se usa la mediana del efecto fijo de trimestres y la mediana del efecto fijo por emisor), para una duración de 0 años y para las medianas de cada una de las variables explicativas de la Tabla 3, en su submuestra respectiva.

mayor valor entre 2012-2017⁴².

En la tabla 6, al comparar el efecto de las variables del modelo para el costo de capital accionario entre ambas submuestras, se encuentra que entre 2012-2017 aumentan, en valores absolutos, los efectos de “*market leverage*” y de “valor económico de los activos”, y disminuye el efecto de “EBITDA relativo”. Una posible explicación para el aumento de los efectos “*market leverage*” y “valor económico de los activos” esta la mayor diversidad de firmas en la muestra al pasar entre ambos periodos de 35 a 65 empresas, lo que permitiría capturar de mejor manera el efecto de estas variables. Por su parte, la caída en el efecto de la variable “EBITDA relativo”, podría deberse a que con el tiempo muchas firmas pasaron a una fase de consolidación, en que su crecimiento pasa a estar fuertemente vinculado al crecimiento de la economía, por lo que el EBITDA relativo disminuye su efecto sobre el costo de capital accionario.

⁴²Entre 2000-2004 el monto *outstanding* promedio fue de \$ 35 mil millones (Desv. Est. = \$ 34 mil millones), mientras que en 2012-2017 fue \$ 60 mil millones (Desv. Est. = \$ 49 mil millones).

7. Conclusión

El principal objetivo de este trabajo es determinar si los fondos de pensiones chilenos disminuyen permanentemente el nivel del costo de capital de las empresas nacionales grandes por lapsos de al menos un trimestre, ya que, tal como han sostenido distintas organizaciones, facilitarían acceso a financiamiento de menor costo para estas firmas. Para esto, se analiza si una mayor o menor participación de los FPCh en la deuda o acciones de la empresa afecta su costo de capital. La hipótesis alternativa es que la sensibilidad del costo de capital de las empresas, calculado en base a los retornos exigidos en el mercado secundario de acciones y bonos corporativos, a la inversión de los FPCh es cero o económicamente pequeña para los años estudiados (1998 ó 2000 hasta 2017).

Para evaluar la validez de esta hipótesis alternativa, se estima el efecto de la inversión de los fondos de pensiones tanto por el lado del costo de capital de la deuda, a través de las tasas internas de retorno de bonos corporativos, como por el lado del costo de capital accionario, a través de la razón precio libro - precio bolsa de la empresa. Con una muestra que abarca desde el año 2000 a 2017 para el caso de los bonos corporativos y desde 1998 a 2017 para el caso de las acciones, se determina que, al considerar toda la muestra, el efecto de un punto porcentual menos de la serie del título en manos de los fondos de pensiones es económicamente insignificante en el primer caso y no significativo en el segundo. Estimando el impacto de los efectos hallados sobre el Costo de Capital Promedio Ponderado (WACC), se encuentra que, para una empresa representativa de la muestra, 10 puntos porcentuales menos de participación de los FPCh en su deuda pública aumenta en 1,35 puntos base su costo de capital total, es decir en 0,0135% (por ejemplo, desde 6% a 6,0135% anual); mientras que un cambio en la participación de los FPCh en sus acciones no tendría un efecto significativo sobre el WACC.

Al estimar el efecto *shock* de demanda sobre el costo de capital de la firma producido por un cambio de participación de los FPCh de un periodo a otro, se obtiene que este efecto es significativo solamente para el caso de los bonos corporativos, pero nuevamente con un tamaño reducido o pequeño. En términos del WACC, se encuentra que una disminución de 10 puntos porcentuales en la participación de los FPCh en la deuda pública de una firma representativa entre $t - 2$ y $t - 1$, aumenta, de modo transitorio, en 1,5 puntos base el costo

de capital total de la firma, es decir en 0,015 %.

Comparando estas estimaciones para los primeros y últimos años de la muestra, no se identifica que el efecto de los fondos de pensiones sobre el costo de capital de la firma se haya ido reduciendo en el tiempo. Por lo tanto, se puede afirmar que al menos desde 2000 en adelante, para ambas muestras, los Fondos de Pensiones no sostuvieron el costo de capital de las empresas en un nivel permanentemente inferior al que el resto del mercado les hubiera exigido, por lapsos de al menos un trimestre.

En suma, los resultados indican que, para los años estudiados, los fondos de pensiones no han provisto financiamiento barato a las empresas nacionales grandes al invertir en ellas, comparado con el costo de financiamiento que éstas pueden obtener en el mercado de capitales por parte de otros inversionistas. Por lo tanto, esta evidencia rechaza las afirmaciones de que la política nacional de pensiones habría sido capturada para proveer crédito barato a las grandes empresas chilenas, y este argumento - uno de varios que se han dado en la discusión pública - como una razón para terminar con el financiamiento por capitalización y regresar a un financiamiento por reparto.

Esta investigación también ha identificado otras preguntas, no respondidas aquí, que ameritan mayor investigación en el futuro. Por ejemplo, no sabemos en qué medida la preferencia de los inversionistas institucionales por títulos emitidos por empresas grandes deja en desventaja financiera a las empresas pequeñas, tomando en cuenta efectos indirectos como el menor uso de crédito bancario por parte de empresas grandes. Tampoco se cuantifica el efecto agregado de variar de modo simultáneo las tenencias de todos los títulos analizados en este trabajo, por parte del conjunto de los fondos de pensiones chilenos. Hacerlo es un desafío aún mayor debido a numerosos efectos de equilibrio general.

Con respecto a otros hallazgos interesantes encontrados en esta tesis, en el futuro se podría profundizar en entender de mejor forma cómo la preferencia de algunos inversionistas institucionales por títulos largos afecta el *spread* de bonos corporativos de distintas duraciones, lo cual sería útil para una correcta implementación de eventuales políticas monetarias de relajación cuantitativa en el futuro. Y alternativamente, entender cómo las políticas de *quantitative easing* implementadas en los últimos años por distintos bancos centrales en el mundo han afectado el *spread* para bonos corporativos chilenos de distintas duraciones.

Bibliografía

- Acuña, R. y A. Iglesias (2000). “La Reforma a las Pensiones”, Capítulo 11 en *La Transformación Económica de Chile*. Centro de Estudios Públicos. Santiago, Chile.
- Anderson, R., Mansi, S. and D. Reeb (2003). Founding family ownership and the agency cost of debt. *Journal of Financial Economics*, 68(2): pp. 263-285.
- Apper, I., Gormley, T. and Keim, D. (2016). Passive Investors, not Passive Owners. *Journal of Finance and Economics*, 121(1): pp. 111-141.
- Auerbach, A. (1979). Wealth Maximization and the Cost of Capital. *The Quarterly Journal of Economics*, 93(3): pp. 433-446.
- Bhojraj, S. and P. Sengupta (2003). Effect of Corporate Governance on Bond Rating: The Rol of Institutional Investors and Outside Directors. *The Journal of Business*, 76(3): pp. 455-475.
- Botosan, C. and Plumbee, M. (2002). A Re-examination of Disclosure Levels and the Expected Cost of Equity Capital. *Journal of Accounting Research*, 40(1): pp. 21-40.
- Campbell, J. and Schiller, R. (1988). The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors. *The Review of Financial Studies*, 1(3): pp. 195-228.
- Campbell, J., Dhaliwal, W. and W. Schwartz (2012). Financing Constraints and the Cost of Capital: Evidence from the Funding of Corporate Pension Plans. *The Review of Financial Studies*, 25(3): pp. 868-912.
- Cheyre, H. (1988). *La Previsión en Chile ayer y hoy: Impacto de una Reforma*. Centro de Estudios Públicos, Santiago, Chile.
- Chinchón, E. (2013). 10 años de Multifondos, Desempeño de las Administradoras de Pensiones en Chile. Seminario de título, Universidad de Chile.
- Chumacero, R., Fuentes, J.R., Luders, R. y J. Vial (2007). “Understanding Chilean Reform”, Capítulo 4 en J.M Fanelli (editor), *Understanding Market Reform in Latin America*, Palgrave MacMillan.
- Corbo, V. y Schmidt-Hebbel, K. (2003). Efectos Macroeconómicos de la Reforma al Sistema de Pensiones en Chile. “Macroeconomic Effects of Pension Reform in Chile”, en FIAP: *Pension Reforms: Results and Challenges*, CIEDESS, Santiago.
- Cortázar, G., Schwartz, E. y L. Naranjo (2007). Term-structure Estimation in Markets

with Infrequent Trading. *International Journal of Finance and Economics*, 12(4): pp. 353-369.

-Cortázar, G., Schwartz, E. y C. Tapia (2012). Credit Spreads in Illiquid Markets: Model and Implementation. *Emerging Markets Finance & Trade*, Vol. 48(6): pp. 53-72.

-De la Barra, Alberto (2016). Efecto de las Restricciones al Financiamiento sobre la Estructura de Capital: Un Análisis Empírico. Seminario de título, Universidad Católica.

-Damodaran, A. (2009). Equity Risk Premiums (ERP): Determinants, Estimation and Implications. *Financial Markets, Institutions and Instruments*, 18(5): pp. 289-370.

-Dueffie, D. and Singleton, K. (1999). Modeling Term Structures of Defaultable Bonds. *Review of Financial Studies*, 12(4): pp. 687-720.

-Easton P. (2004). PE Ratios, PEG Ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital. *The Accounting Review*, 79(1): pp. 73-95.

-Errunza, V. and Miller, P. (2000). Market Segmentation and the Cost of the Capital in International Equity Markets. *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, 35(4): pp. 577-600.

-Fama, E. and Jensen, M. (1983). Separation of Ownership and Control. *The Journal of Law and Economics*, 26(2): pp. 301-325.

-Fama, E. and Jensen, M. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, 47(2): 427-465.

-Fama, E. and Jensen, M. (1995). Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns. *The Journal of Finance*, 50(1): pp. 131-155.

-Fama, E. F. y French, K.R. (2001). The equity premium. *The Journal of Finance*, 57(2): pp. 637-659.

-Fuentes, R. (2013). “Evidencia para Chile”, Capítulo 4.3, en Contribución del sistema privado de pensiones al desarrollo económico de Latinoamérica, FIAP, pp. 181-237, Santiago, Chile.

-Gálvez, R. y Kremerman M. (2016). ¿A quién sirve el negocio de las AFP? Columna de opinión, El Mostrador, 18 julio 2016, <http://www.elmostrador.cl/noticias/pais/2016/07/18/a-quien-sirve-el-negocio-de-las-afp/>.

-Gebhardt, W., Lee, C, and Swaminathan, B. (2001). Toward an Implied Cost of Capital. *Journal of Accounting Research*, 39(1): pp. 135-176.

-Gompers, P. and Metrick, A. (2001). Institutional Investors and Equity Prices. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(1): pp. 229-259.

-Gordon, J. and Gordon, M. (1997). The Infinite Horizon Expected Return Model. *Financial Analysts Journal*, 53(3): 52-61 (May/June).

-Grinblatt, M. and Titman, S. (2002). *Financial Markets and Corporate Strategy*. Second Edition, The McGraw-Hill Companies, 2002.

-Grupo “Mejores Pensiones para Chile” (2016). El descontento con las pensiones: 7 conclusiones y 12 propuestas. Documento de trabajo, Clapes UC, <http://www.clapesuc.cl/investigaciones/el-descontento-con-las-pensiones-7-conclusiones-y-12-propuestas/>.

-Iglesias, A. (1999). Pension Reform and Corporate Governance: Impact in Chile. *Revista Abante*, Vol. 3(1): pp. 109-141.

-Impavido, G. y A. Musalem (2000). Contractual Savings, Stock and Asset Markets. Policy Research Working Paper Series 2490, The World Bank, Washington D.C.

-Jegadeesh, N. and Titman, S. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1): pp. 65-91.

-Jensen, M. and Meckling, W. (1976). Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Cost and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4): pp. 305-360.

-Langetieg, T. (1980). A Multivariate Model of Term Structure. *Journal of Finance*, 35(1): pp. 71-97.

-Medina, J y Valdés, R. (1998). Flujo de Caja y Decisiones de Inversión en Chile: Evidencia de Sociedades Anónimas Abiertas. *Cuadernos de Economía*, Año 35, No. 106, pp. 301-326

-Modigliani, F. and Miller, M. (1958). The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. *The American Economic Review*, 48(3): pp. 261-297.

-Modigliani, F. and Sutch, R. (1967). Debt Management and the Term Structure of Interest Rates: An Empirical Analysis of Recent Experience. *Journal of Political Economy*, 75 (4): pp. 569-589.

-Myers, C. and Majluf, N. (1984). Corporate Financing and Investment Decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2): pp. 187-221.

-Mullins, W. (2014). The Governance Impact of Index Funds: Evidence from Regression Discontinuity. Job Market Paper (<https://pdfs.semanticscholar.org/7755/b9e692af33ca3ca2f6de60c08e235c5>)

- Régimen de Inversión de los Fondos de Pensiones, Superintendencia de Pensiones, 2013.
- Reisen, H. (1998). Liberalizing Foreign Investment by Pension Funds: Positive and Normative Aspects. *World Development*, 25(7): pp. 1173-1182.
- Stulz, René M. (1999). Globalization of Equity Markets and the Cost of Capital. NBER Working Paper 7021 (<http://www.nber.org/papers/w7021.pdf>).
- Valdés, S. (2002). *Políticas y Mercados de Pensiones. Un Texto Universitario para América Latina*. Ediciones Universidad Católica, Santiago, Chile.
- Valdés, S. (2015). “Reparto y capitalización frente a frente: ventajas y desventajas”, Capítulo 9 en *Pensiones: Propuestas para el Futuro*, Instituto Libertad y Desarrollo, <http://lyd.org/productos/propuestas-futuro/> .
- Walker, E. and Lefort, F. (2002). Pension Reform and Capital Markets: Are There any (Hard) Links?. *Revista Abante*, Vol. 5(2): pp. 7-149.
- Walker, E. (2016). Cost of Capital in Emerging Markets: Bridging Gaps Between Theory and Practice. *Latin American Journal of Economics*, 53(1): pp. 111-147.

Anexo 1: Definición de variables explicativas

Variable	Unidad	Descripción
<i>Participación Fondos de Pensiones</i>	%	Puntos porcentuales de la emisión de un título determinado en manos de los fondos de pensiones
<i>Valor libro-bolsa</i>	veces	Valor libro de patrimonio dividido la capitalización de mercado de la empresa emisora
<i>Spread TIR Valorada</i>	puntos base	Spread de la tasa interna de retorno de un bono corporativo valorada por el portal Riskamerica
<i>Leverage de mercado</i>	veces	Deuda financiera neta de la empresa dividida por el valor de mercado de su patrimonio
<i>Valor económico de los activos</i>	\$ mm	Suma de la capitalización bursátil de una empresa más su deuda financiera neta
<i>EBITDA relativo esperado</i>	%	Corresponde a los flujos de caja operacionales (EBITDA) esperados para los 4 trimestres subsiguientes a t sobre los activos totales a valor libro en t , usando como <i>proxy</i> del EBITDA esperado en cada periodo el EBITDA efectivo.
<i>Liquidez</i>	%	Corresponde al total de títulos transados en el trimestre dividido por la cantidad de títulos de la emisión
<i>Momentum</i>	%	Retorno acumulado de la acción de la empresa en los primeros dos meses del trimestre
<i>IPSA</i>	0 ó 1	Dummy que toma valor 1 si la empresa pertenece al IPSA en un periodo dado
<i>IFRS</i>	0 ó 1	Dummy que toma valor 1 si la norma contable de la empresa corresponde a IFRS, 0 si corresponde a GAAP
<i>Duración de Macaulay</i>	años	Medida del cambio de valor de un bono producido por un cambio en las tasas de interés relevantes
<i>Tamaño de la serie</i>	\$ mm	Valor de mercado de la serie de un bono en un periodo determinado
<i>Total participación de los FPCh</i>	%	Puntos porcentuales de la deuda pública total de la empresa emitida en bonos en manos de los fondos de pensiones chilenos
<i>Clasificación de riesgo</i>	-	Corresponde a la mínima clasificación de riesgo de un bono, donde AAA corresponde a la clasificación más alta y E a la más baja

Anexo 2: Tablas

Tabla A1: Estadística descriptiva muestra costo de capital de la deuda

variable	Obs.	Media	Des. Est.	25 %	50 %	75 %
Spread TIR	6330	153.703	97.762	100	131	176
Part FPCh	6330	32.208	23.949	11.777	30.412	49.340
Market lev	6330	.7395	.994	.255	.412	.914
Log VE Act	6330	14.711	.988	13.980	14.678	15.444
EBITDA relativo	5915	11.881	7.186	8.223	11.229	15.562
Liquidez	6330	3.291	11.778	0	.142	2
Duración	6330	6.136	3.966	2.689	5.805	9.051
log Monto Out	6330	24.011	1.192	23.515	24.247	24.792
T part FPCh	6330	34.298	16.855	21.197	33.320	47.115
Clas. Riesgo	6330	4.298	1.752	3	4	5

Nota: El punto corresponde a separador de decimales. Para presentar la variable Clasificación de Riesgo, se construye una variable numérica donde 1 corresponde a la clasificación AAA y 16 a E, por lo que la media corresponde ser levemente superior a una clasificación AA-.

Tabla A2: Estadística descriptiva muestra costo de capital accionario

variable	Obs.	Media	Des. Est.	25 %	50 %	75 %
Book-mkt	3557	1.046	1.121	.460	.764	1.266
Part FPCh	3568	6.807	7.240	.393	4.295	11.608
Mkt lev	3568	.812	1.435	.206	.434	.958
log VE Act	3568	13.995	1.308	13.077	14.026	14.861
EBITDA relativo	3308	10.953	8.226	6.871	10.845	14.988
log liquidez	3568	9.991	1.536	9.253	10.256	10.987
Momentum	3503	2.676	15.739	-5.331	.757	8.353
IPSA	3568	.619	.485	0	1	1
IFRS	3568	.555	.496	0	1	1

Tabla A3: Correlaciones entre variables explicativas del costo de capital de la deuda

Variables	Spread	Part FPCh	Mkt lev	log VE Act	EBITDA relativo	Liquidez	Duración	log Monto out	Tot part FPCh	Clas. Riesgo
Spread	1.000									
Part FPCh	-0.153	1.000								
Mkt lev	0.266	-0.029	1.000							
log VE Act	-0.272	0.153	0.149	1.000						
EBITDA relativo	-0.173	0.009	-0.259	-0.021	1.000					
Liquidez	-0.045	-0.021	-0.006	-0.009	-0.095	1.000				
Duración	-0.104	-0.083	-0.029	0.139	-0.045	0.070	1.000			
log Monto out	-0.097	0.174	-0.032	0.274	-0.074	0.071	0.442	1.000		
Tot part FPCh	-0.207	0.602	-0.002	0.318	0.012	-0.022	-0.028	0.107	1.000	
Clas. Riesgo	0.507	-0.155	0.186	-0.409	-0.316	0.025	-0.154	-0.122	-0.213	1.000

Tabla A4: Correlaciones entre variables explicativas del costo de capital accionario

Variables	Book-Market	Part FPCh	Mkt lev	log VE Act	EBITDA relativo	Liquidez	Momentum	IPSA	IFRS
Book-Market	1.000								
Part FPCh	-0.071	1.000							
Mkt lev	0.876	-0.056	1.000						
log VE Act	-0.137	0.271	-0.022	1.000					
EBITDA relativo	-0.254	0.031	-0.172	0.158	1.000				
Liquidez	-0.063	0.364	-0.010	0.028	0.020	1.000			
Momentum	-0.051	-0.040	-0.044	-0.026	0.073	0.093	1.000		
IPSA	-0.101	0.371	-0.075	0.509	0.126	0.374	-0.041	1.000	
IFRS	-0.108	-0.085	-0.068	0.051	-0.067	0.019	-0.055	-0.133	1.000

Tabla A5: Test de robustez regresión sobre el costo de capital de la deuda

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Spread 2000-2017	Spread 2000-2017	Spread 2000-2017	Spread 2000-2017	Spread 2000-2017
Part FPCh _{t-1}	-0.430* (0.225)	-0.439* (0.253)	-0.501* (0.304)	-0.523** (0.248)	-0.571** (0.254)
Mkt lev _{t-1}	18.724*** (7.185)	17.931** (6.953)	16.445*** (5.429)	17.963** (7.240)	16.767*** (5.710)
log VE Act _{t-1}	-27.371*** (8.480)	-29.597*** (8.620)	-29.957*** (8.372)	-29.048*** (8.604)	-28.215*** (8.691)
EBITDA relativo		-0.390 (0.318)	-0.376 (0.314)	-0.268 (0.301)	
Duración _{t-1}	5.167 (7.740)		1.283 (7.606)	4.692 (8.226)	
Duración _{t-1} ²	-2.681** (1.157)	-1.997** (0.775)	-1.686 (1.083)	-2.464* (1.195)	-1.608** (0.709)
Duración _{t-1} ³	0.098** (0.049)	0.068** (0.032)	0.066 (0.048)	0.084* (0.051)	0.062** (0.031)
log Monto out _{t-1}	-17.548 (10.803)	-15.089 (10.729)		-15.193 (10.983)	
Liquidez _{t-1}	-0.306*** (0.066)	-0.257*** (0.064)	-0.266*** (0.067)	-0.269*** (0.067)	-0.300*** (0.064)
Tot part FPCh _{t-1}	-0.256 (0.211)	-0.351 (0.213)	-0.346* (0.209)		
C. Riesgo = AA+	53.185** (22.797)	56.043** (23.590)	32.561* (17.277)	23.935 (15.970)	22.231 (16.537)
C. Riesgo = AA	54.976*** (20.418)	55.904*** (20.835)	34.545** (15.062)	24.463* (13.485)	23.858* (14.179)
C. Riesgo = AA-	57.217*** (20.793)	58.137*** (21.114)	35.749** (14.485)	26.636** (13.309)	25.954* (13.947)
C. Riesgo = A+	65.070*** (20.017)	63.873*** (20.417)	41.905*** (14.708)	33.884** (13.517)	34.308** (14.157)
C. Riesgo = A	67.130*** (20.692)	65.228*** (21.332)	40.868** (16.715)	32.717** (15.744)	33.716** (16.119)
C. Riesgo = A-	81.109*** (20.241)	79.644*** (20.721)	57.526*** (18.389)	47.314*** (17.519)	48.648*** (17.735)
C. Riesgo = BBB+	125.837*** (30.262)	125.255*** (30.469)	104.005*** (29.941)	94.270*** (29.717)	95.972*** (30.291)
C. Riesgo = BBB	207.502*** (34.379)	205.849*** (34.557)	183.809*** (37.033)	174.901*** (36.716)	176.819*** (36.605)
C. Riesgo = BBB-	325.088*** (32.481)	324.770*** (32.577)	304.649*** (34.977)	295.476*** (35.334)	296.281*** (35.404)
C. Riesgo = BB+	299.189*** (18.885)	299.046*** (19.444)	276.694*** (18.803)	269.402*** (17.941)	270.142*** (18.302)
C. Riesgo = BB	280.964*** (20.574)	280.550*** (20.716)	256.117*** (22.168)	250.964*** (21.996)	252.464*** (21.911)
Constant	990.374*** (293.340)	988.574*** (295.598)	609.941*** (135.335)	614.074*** (139.068)	584.753*** (144.911)
Efectos fijos por trimestre	Si	Si	Si	Si	Si
Efectos fijos por bono	Si	Si	Si	Si	Si
Observations	6,050	5,998	5,998	5,998	6,050
Bonos	276	276	276	276	276
R-squared within	0.480	0.484	0.482	0.481	0.477
R-squared overall	0.292	0.287	0.405	0.400	0.389

Robust standard errors in parentheses

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

Tabla A6: Test de robustez regresión sobre el costo de capital accionario

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	Book-Market	Book-Market	Book-Market	Book-Market
	1998-2017	1998-2017	1998-2017	1998-2017
Part FPCh _{t-1}	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.004)
Mkt lev _{t-1}	0.553*** (0.037)	0.549*** (0.035)	0.548*** (0.035)	0.554*** (0.036)
log VE Act _{t-1}	-0.442*** (0.050)	-0.463*** (0.052)	-0.465*** (0.051)	-0.445*** (0.049)
EBITDA relativo		-0.007** (0.003)	-0.007** (0.003)	
log Liquidez _{t-1}	0.006 (0.014)		0.007 (0.014)	
Momentum _{t-1}	-0.011*** (0.002)	-0.011*** (0.002)	-0.011*** (0.002)	-0.010*** (0.002)
IPSA _t	-0.020 (0.045)	-0.003 (0.044)		
IFRS _t	0.020 (0.033)	0.039 (0.034)	0.041 (0.034)	0.020 (0.033)
Constant	7.476*** (0.917)	7.897*** (0.979)	7.856*** (0.968)	7.557*** (0.931)
Efectos fijos por trimestre	Si	Si	Si	Si
Efectos fijos por firma	Si	Si	Si	Si
Observations	3,491	3,235	3,235	3,491
Firmas	66	66	66	66
R-squared within	0.746	0.751	0.751	0.746
R-squared overall	0.544	0.550	0.548	0.545

Robust standard errors in parentheses

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

Anexo 3: Descripción modelo Riskamerica

Riskamerica utiliza un modelo dinámico multi-factorial para estimar las tasas de los bonos corporativos, el cual se basa en Cortazar et al. (2007) y Cortazar et al. (2012). En una primera etapa, se estima la estructura de la tasa libre de riesgo sobre bonos del Banco Central protegidos de la inflación (en UF) a través de un proceso generalizado de tres factores de Vasicek (Langetieg, 1980), que consiste en un modelo Gaussiano con reversión a la media. Siguiendo a Cortazar et al. (2012), se parte asumiendo que la tasa libre de riesgo está dada por:

$$r_t = 1'x_t^r + \delta_0^r, \quad (1)$$

donde $x_t^r (N^r \times 1)$ es un vector de N^r variables de estado. El vector x_t^r sigue un proceso dinámico dada por la siguiente ecuación diferencial estocástica:

$$dx_t^r = -Kx_t^r dt + \Sigma dw_t^r \quad (2)$$

donde $K (N^r \times N^r)$ y $\Sigma (N^r \times N^r)$ son matrices diagonales. Los elementos κ_{ii} y σ_{ii}^2 representan la tasa de reversión a la media y la varianza del factor x_i , respectivamente. Al ser este un modelo estacionario, los elementos de la matriz K deben ser distintos de cero. Sea dw_t^r un vector de incrementos del movimiento browniano tal que:

$$E [w_t^r w_t^{r'}] = \Omega_t^r \quad (3)$$

donde cada elemento de la matriz $\Omega^r (N^r \times N^r)$, ρ_{ij}^r , corresponde a la correlación instantánea entre los factores i y j . La ecuación (2) no especifica una media de largo plazo, lo que implica que cada factor estocástico revierte a cero, haciendo que la tasa de interés instantánea, r , revierta en el largo plazo a una media dada por δ_0^r .

Asumiendo una medida de probabilidad equivalente, Q , y un precio constante de mercado a un riesgo λ , el proceso de riesgo-ajustado para el factor x^r es:

$$dx_t^r = -(\lambda + Kx_t^r)dt + \Sigma dw_t^{Q,r} \quad (4)$$

donde $w_t^{Q,r}$ es el movimiento browniano equivalente bajo riesgo neutral. Con esta especificación, es posible encontrar una solución de forma cerrada para el valor de un bono libre de riesgo, $P(x_t^r, \tau)$, como una función de los parámetros del proceso, donde x_t^r son las variables estado en el tiempo t , que contienen toda la información relevante al momento t , y τ es el tiempo hasta la madurez del bono. La solución para la ecuación en derivadas parciales de un modelo Vasicek, está dado por:

$$P(x_t^r, \tau) = e^{(u(\tau)'x_t^r + v(\tau))} \quad (5)$$

Corriendo las derivadas de $P(x_t^r, \tau)$ en el modelo de ecuaciones en derivadas parciales de Vasicek se obtiene:

$$u_i = - \left(\frac{1 - e^{-\kappa_{ii}\tau}}{\kappa_{ii}} \right) \quad (6)$$

$$v(\tau) = \sum_{i=1}^{N^r} \frac{\lambda_i}{\kappa_{ii}} \left(\tau - \frac{1 - e^{-\kappa_{ii}\tau}}{\kappa_{ii}} \right) - \delta_0^r \quad (7)$$

$$+ \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{N^r} \sum_{j=1}^{N^r} \frac{\sigma_{ii}\sigma_{jj}\rho_{ij}^r}{\kappa_{ii}\kappa_{jj}} \left(\tau - \frac{1 - e^{-\kappa_{ii}\tau}}{\kappa_{ii}} - \frac{1 - e^{-\kappa_{jj}\tau}}{\kappa_{jj}} + \frac{1 - e^{-(\kappa_{ii} + \kappa_{jj})\tau}}{\kappa_{ii} + \kappa_{jj}} \right)$$

Dado el precio $P(x_t^r, \tau)$ de un bono libre de riesgo, podemos representar su tasa interna de retorno como una función de $u(t)$ y $v(t)$:

$$y(x_t^r, \tau) = -\frac{1}{\tau} \log(P(x_t^r, \tau)) = -\frac{1}{\tau} (u(\tau)'x_t^r + v(\tau)) \quad (8)$$

Luego, tal como se muestra en Cortazar et al. (2007), este modelo se calibra usando un filtro de Kalman extendido para un panel incompleto de precios, lo que permite lidiar con la baja frecuencia de transacciones de los bonos del Banco Central de Chile en UF. De esta manera se obtiene la curva cero cupón de la tasa libre de riesgo que luego servirá para estimar el *spread* de los bonos riesgosos.

En una segunda etapa, se estima la estructura de tasas de bonos riesgosos, para lo cual se agrupan los bonos según su clasificación de riesgo y se utiliza un modelo multifactorial basado en Duffie y Singleton (1999) que modela los *spreads* como una función de la tasa libre de riesgo, factores comunes y factores específicos a la clasificación de riesgo del bono:

$$S_{t,j} = \gamma_j 1' x_t^r + \delta_j^c x_t^c + \delta_j^g x_{t,j}^g + \delta_0^j \quad (9)$$

donde $S_{t,j}$ es el *spread* del bono con clasificación de riesgo j , γ_j es una constante que vincula el el *spread* de los bonos de clasificación j y las variables estado del modelo de la tasa libre de riesgo. $x_t^r (N^r \times 1)$ es un vector de variables estado que modelan la estructura de la tasa libre de riesgo (como se explicó anteriormente), $x_t^c (N^c \times 1)$ es un vector de factores de riesgo comunes de las distintas clases de riesgo y $x_{t,j}^g (N^g \times 1)$ representa los factores de riesgo específicos a una clasificación de riesgo. $\delta_j^c (N^c \times 1)$ y $\delta_j^g (N^g \times 1)$ son vectores de coeficientes que multiplican los factores comunes y específicos, respectivamente, y δ_0^j es un parámetro escalar.

Nuevamente, se ocupa un filtro de Kalman extendido para calibrar el modelo para un panel de datos incompleto producto de la baja frecuencia de transacciones de los bonos riesgosos.

Como se puede apreciar, el modelo utilizado por Riskamerica es esencialmente distinto del usado en esta tesis (presentado en la sección 4.2), dado que el primero es un modelo dinámico estocástico que utiliza la información histórica de los precios de los bonos para predecir la TIR de los bonos, mientras que el segundo es un modelo que se basa en las características de la firma y en las características de la emisión usando efectos fijos por trimestre y firma. Esto lleva a que las variables explicativas de ambos modelos no coincidan, excepto por el caso de la clasificación de riesgo, según la cual se determinan los factores de riesgo específicos de la clasificación de riesgo en el caso del modelo de Riskamerica y que es incorporada en el modelo de esta tesis como una variable *dummy* para todas las posibles clasificaciones de riesgo. Por otra parte, el modelo de Riskamerica para estimar la estructura de la tasa libre de riesgo (que luego es un determinante del *spread* del bono riesgoso) ocupa como variable explicativa el tiempo hasta la madurez del bono libre de riesgo, mientras que el modelo presentado en la sección 4.2 para estimar el *spread* ocupa como variable explicativa la “Duración de Macaulay”,

que corresponde a la media ponderada del valor actual de los distintos vencimientos de los flujos del bono riesgoso. Dado que los bonos sobre los cuales Riskamerica estima la tasa libre de riesgo corresponden a bonos *bullet*, es decir, que pagan intereses todos los periodos y el capital al final de la vida del bono, en UF del Banco Central de Chile, la maduración de estos instrumentos tiene una alta correlación con su duración.

Mantener estos puntos en consideración es importante para interpretar los coeficientes estimados en esta tesis. En primer lugar, el hecho de realizar la estimación sobre una variable ya estimada lleva a una mayor ineficiencia de la estimación, esto debido a que aumenta la varianza de los coeficientes ya que la variable dependiente (Tir valorada) tiene su propio error (los que tendrían media cero). En segundo lugar, la omisión de la variable “tiempo hasta la madurez del bono”, la que está correlacionada con la “Duración”, puede conducir a inconsistencia de los coeficientes de “Duración”, cuyo sesgo dependerá del signo de la correlación (sin embargo, incluirla podría llevar a una mayor varianza de los coeficientes debido a la presencia de multicolinealidad imperfecta). En cuanto al resto de los factores del modelo de Riskamerica que se omiten en el modelo de esta tesis, no habría sesgo por omisión debido a que no estarían correlacionadas con otras variables explicativas incluidas en el modelo, por lo que su efecto estaría capturado por los efectos fijos y el error. Finalmente, el *spread* valorado por Riskamerica no debiera sufrir de error de muestreo debido a que se estima sobre variables históricas usando un filtro de Kalman modificado, de modo que no habría heterocedasticidad producto de errores de estimación en la variable dependiente.

Anexo 4: Cálculo efecto sobre costo de capital accionario

Para calcular el efecto de la variación de la razón libro-bolsa de una empresa, producto del cambio de participación de los fondos de pensiones chilenos en sus acciones, sobre su costo de capital accionario, se puede utilizar la fórmula del cálculo del precio de mercado de la acción mediante el valor presente del dividendo esperado en $t + 1$. Cabe advertir al lector que detrás de esta fórmula hay distintos supuestos (que los dividendos crecen a una tasa constante y conocida ex-ante a lo largo de los años, y que la media del error de los dividendos esperados es cero). Si bien ellos no son válidos siempre y para todas las empresas, simplificaremos adoptándolo como caso central de referencia.

Despejando la tasa de costo de capital accionario, r :

$$P_{accion} = \frac{E(D_{t+1})}{r - g} \quad (10)$$

$$r = \frac{E(D_{t+1})}{P_{accion}} + g \quad (11)$$

Donde P_{accion} es el precio de mercado de la acción, D_{t+1} es el dividendo en $t + 1$ y g es la tasa de crecimiento del dividendo de la acción. Se puede multiplicar y dividir por el Precio libro de la acción, de modo que la razón libro-bolsa quede como término en la ecuación:

$$r = \frac{E(D_{t+1})}{P_{libro}} \cdot \frac{P_{libro}}{P_{accion}} + g \quad (12)$$

Finalmente, asumiendo que D_{t+1} , P_{libro} y g permanecen constantes frente a un cambio en el porcentaje de tenencia de la acción en manos de los fondos de pensiones chilenos, al calcular la derivada de esta fórmula con respecto a la participación de los FPCh, se puede llegar al efecto del cambio en la razón libro-bolsa sobre el costo de capital accionario:

$$\frac{d(r)}{d(PartFPCh)} = \frac{E(D_{t+1})}{P_{libro}} \cdot \frac{d(\frac{P_{libro}}{P_{accion}})}{d(PartFPCh)} \quad (13)$$

Donde el último factor es el coeficiente estimado en las ecuaciones de la sección 5. Suponiendo que el mercado no se equivoca consistentemente al pronosticar los dividendos, pues su

estabilidad hace relativamente fácil proyectarlos, es válido usar como dividendo esperado el dividendo efectivo en $t + 1$. De este modo podemos estimar el efecto sobre el costo de capital accionario de una empresa representativa ubicada en la mediana de la muestra.

A modo de ejemplo, se desarrolla el resultado obtenido a partir del coeficiente del efecto de la participación de los fondos de pensiones chilenos en las acciones de una empresa sobre la razón libro-bolsa de ésta, estimado en la columna (3) de la Tabla 6. Allí se ve que una disminución de un punto porcentual en la participación de los FPCh, lleva a un aumento de 0,021 en la razón libro-bolsa. Usando datos de una empresa representativa que paga dividendos anuales por \$ 21.6 y tiene un precio libro de \$ 455, y reemplazando el lado derecho de (4), se encuentra que aumenta en 10 puntos base en el costo de capital accionario (lo que equivale a un aumento de 0,1 % anual).

$$\frac{21,6}{455} \cdot 0,0021 = 0,1 \% \quad (14)$$

Anexo 5: Pronóstico del *spread* según duración

En este anexo se presentan los intervalos de confianza al 95% de las trayectorias de los efectos esperados de la duración sobre el *spread* de los bonos corporativos de empresas chilenas. Estos se calculan mediante la siguiente fórmula:

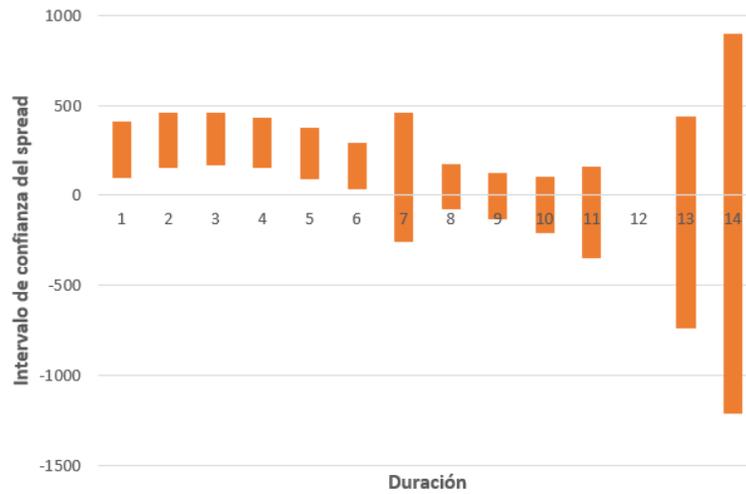
$$\hat{y} \pm t_{n-2}^* S \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x^* - \bar{x})^2}{(n-1)S_x^2}} \quad (15)$$

donde \hat{y} corresponde al valor punto del *spread* calculado para cada duración, t^* corresponde al valor *t-student* al 95% de confianza, n es el número de observaciones, x^* es la duración, \bar{x} es la media de la duración y S_x^2 es la varianza de la duración en la submuestra respectiva. Finalmente, S es la desviación estándar de los residuos, calculada de la siguiente forma:

$$S = \sqrt{\frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2}{n-2}} \quad (16)$$

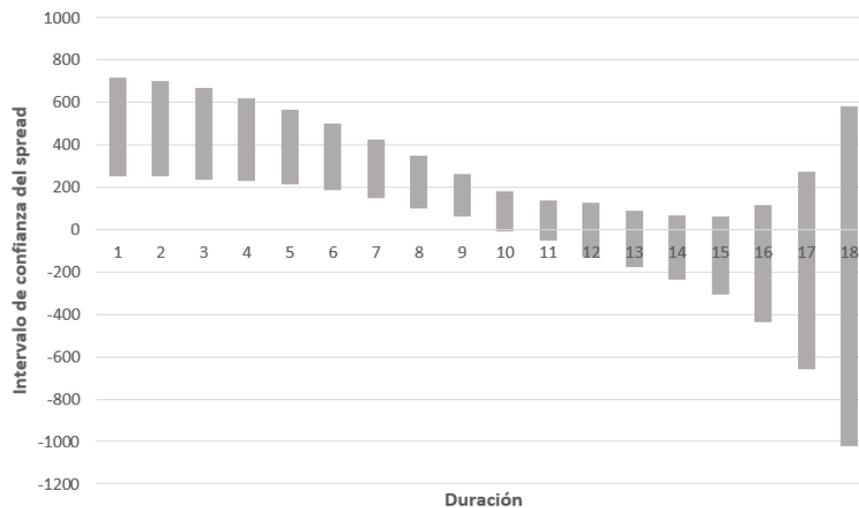
De esta manera, los intervalos de confianza del *spread* pronosticado para ambas submuestras serían de la siguiente forma:

Gráfico A1: Intervalos de confianza para el pronóstico del *spread* según duración
(submuestra 2000-2004)



Fuente: Elaboración propia. Nota: Intervalos de confianza al 95%. Para la duración de 7 años se obtiene un intervalo mayor debido al menor número de observaciones. No se cuenta con observaciones para el caso de 12 años.

Gráfico A2: Intervalos de confianza para el pronóstico del *spread* según duración
(submuestra 2012-2017)



Fuente: Elaboración propia. Nota: Intervalos de confianza al 95%.

A continuación se presentan las matrices de varianza y covarianza de los coeficientes de los efectos lineal, cuadráticos y al cubo de la duración, para ambas submuestras:

Tabla A7: Matriz de varianza y covarianza de los coeficientes de la duración
(submuestra 2000-2004, tabla 3, columna (1))

Variables	Duración	Duración ²	Duración ³
Duración	495.18		
Duración ²	-84.76	19.98	
Duración ³	3.96	-1.00	0.05

Tabla A8: Matriz de varianza y covarianza de los coeficientes de la duración
(submuestra 2012-2017, tabla 3, columna (3))

Variables	Duración	Duración ²	Duración ³
Duración	105.25		
Duración ²	-8.93	2.47	
Duración ³	0.39	-0.10	0.01