

# Estimación del impacto de los fondos de pensiones en la economía chilena

Alberto Belmar P.<sup>1</sup>  
Hermann González B.<sup>2</sup>  
Felipe Larraín B.<sup>3</sup>

Junio, 2024

---

<sup>1</sup> Investigador de Clapes UC.

<sup>2</sup> Coordinador Macroeconómico de Clapes UC.

<sup>3</sup> Director de Clapes UC, profesor titular Economía UC.

## **Contenido**

<b>Resumen Ejecutivo .....</b>	<b>3</b>
<b>1. Introducción.....</b>	<b>5</b>
1.1 La reforma de 1981.....	5
1.2 Características del sistema de capitalización individual.....	7
<b>2. Revisión de literatura.....</b>	<b>11</b>
<b>3. Datos .....</b>	<b>13</b>
<b>4. Estadísticas Descriptivas.....</b>	<b>14</b>
<b>5. Metodología .....</b>	<b>19</b>
5.1 Ahorro Nacional e Inversión Doméstica .....	19
5.2 Mercado Laboral .....	20
5.3 PIB real.....	21
<b>6. Análisis Extensivo .....</b>	<b>24</b>
<b>7. Conclusiones .....</b>	<b>27</b>
<b>8. Bibliografía .....</b>	<b>29</b>
<b>9. Anexos.....</b>	<b>31</b>
9.1 Anexo 1.....	31
9.2 Anexo 2.....	32
9.3 Anexo 3.....	33

## Resumen Ejecutivo

El sistema previsional de ahorro y capitalización individual vigente en Chile desde inicios de la década de 1980 generó cambios positivos en el empleo y en su distribución entre los sectores formal e informal de la economía; en las decisiones de ahorro e inversión de los agentes privados y del gobierno, y en el desarrollo del mercado de capitales que acompañó a la nueva institucionalidad. Estos cambios impulsaron un aumento de la eficiencia en la asignación de recursos y, de este modo, en la Productividad Total de Factores (PTF), al tiempo que mejoraron el ingreso per cápita y el bienestar social. Estos efectos han sido documentados en estudios previos para períodos diversos desde el inicio del sistema el año 1981 (ver por ejemplo Corbo y Schmidt-Hebbel (2003) y Fuentes (2013)).

Siguiendo la línea de estos trabajos, en este estudio evaluamos cuantitativamente (i) el impacto que ha tenido el ahorro previsional de los hogares en la inversión doméstica, (ii) el efecto de los activos de los fondos de pensiones en el empleo y, (iii) el efecto de los activos de los fondos de pensiones en el Producto Interno Bruto (PIB) real. A diferencia de trabajos anteriores, utilizaremos en nuestras estimaciones nuevas fuentes de información, variables, métodos de estimación y un período muestral que va desde el año 1981 al 2023.

A partir de las estimaciones con series de frecuencia anual entre los años 1981 y 2023, concluimos que la inversión doméstica como porcentaje del PIB creció 3,6 puntos porcentuales (pp.); de ellos, 1,2 puntos, esto es, un tercio de todo el crecimiento, son explicados por efecto del ahorro previsional. A su vez, los activos de los fondos de pensiones como porcentaje del PIB explican un 2,6% del crecimiento total del empleo y estos mismos activos explican un 7% del crecimiento anual promedio del PIB real (con un intervalo de confianza entre 3,9% y 9,8%).

Realizamos también estimaciones trimestrales para distintos períodos. De ellas, se obtiene que la inversión doméstica como porcentaje del PIB creció 1,7 pp.; de los cuales, 0,85 puntos, es decir, la mitad de todo el crecimiento, son explicados por efecto del ahorro previsional entre el último trimestre del año 2003 y 2023. Además, concluimos que los fondos de pensiones explican un 3,7% del crecimiento del empleo asalariado entre el primer trimestre de 2000 y el último de 2023. Finalmente, estimamos que las inversiones de los fondos de pensiones explican un 5,9% del crecimiento anual promedio del PIB registrado entre el

primer trimestre de 2000 y el último de 2023 (con un intervalo de confianza entre 2,7% y 9,1%).

De esta forma, el efecto de los activos de los fondos de pensiones en el PIB real es mayor al utilizar datos anuales desde el año 1981 hasta 2023 que al usar datos trimestrales para el periodo comprendido entre 2000q1 y 2023q4, lo que indicaría un efecto económico mayor de la reforma de pensiones en las primeras dos décadas de implementación.

En síntesis, este estudio ratifica los resultados positivos encontrados en trabajos previos que estiman el impacto del sistema de capitalización individual y las inversiones de los recursos ahorrados por los trabajadores sobre la economía. En concreto, a pesar de algunas diferencias cuantitativas con los estudios de Corbo y Schmidt-Hebbel (2003) y Fuentes (2013), que se discuten en el trabajo, nuestros resultados están en línea con estos dos trabajos, y se reafirma el impacto positivo y significativo del sistema previsional vigente en Chile sobre la inversión, el empleo y el PIB real.

# **1. Introducción**

## **1.1 La reforma de 1981**

Las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP) son sociedades anónimas que tienen por objetivo administrar fondos de pensiones y otorgar a sus afiliados las prestaciones que establece la ley. Se financian a través del cobro de comisiones a sus afiliados y aumentan los ahorros de estos mediante inversiones (BCN, 2018).

Las AFP se crearon en 1981 mediante una reforma que estableció un cambio desde el antiguo sistema de pensiones, que consistía en un fondo de ahorro común al que aportaban todos los trabajadores, administrado por el Estado, a un sistema de capitalización individual, en el que cada persona tiene una cuenta individual para su pensión de vejez.

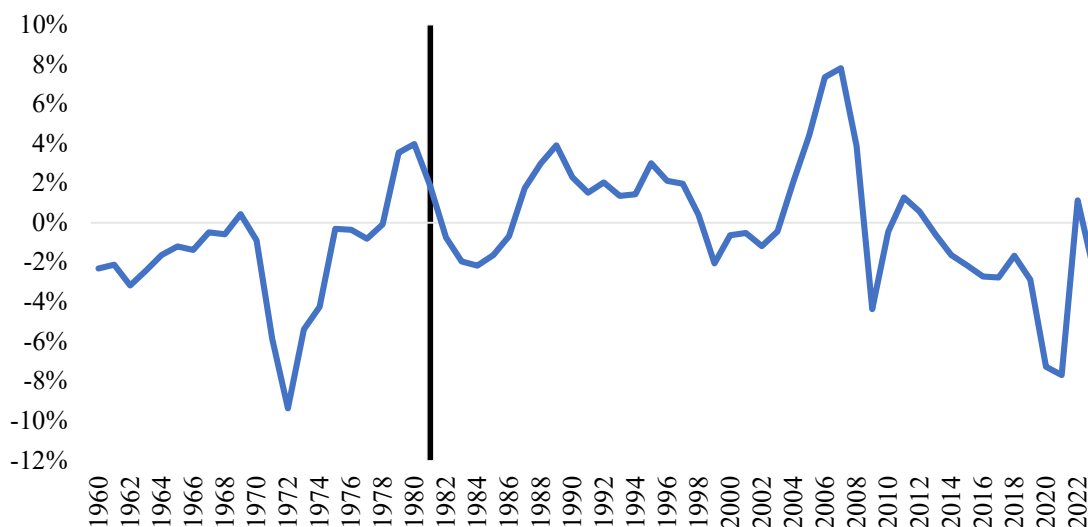
La forma en que se llevó a cabo la reforma de pensiones generó diversos cambios en el empleo y en su distribución entre los sectores formal e informal de la economía; en las decisiones de ahorro e inversión de los agentes privados y del gobierno, y en el desarrollo de un mercado financiero que se requería para la nueva institucionalidad. Todo esto repercutió en un aumento de la eficiencia en la asignación de recursos y, de este modo, en la Productividad Total de Factores (PTF). La suma de estos efectos tuvo alcances macroeconómicos no triviales e involucran transferencias intergeneracionales, cambios en el nivel de ingreso per cápita y en el bienestar social (Corbo y Schmidt-Hebbel, 2003; Fuentes, 2013).

La transición desde el sistema antiguo al nuevo fue gradual, otorgando la opción de cambiarse al nuevo sistema de capitalización individual a todos los afiliados del antiguo sistema de reparto en 1981 (los nuevos partícipes en la fuerza laboral están obligados a participar en el nuevo sistema). De hecho, un año antes del cambio del sistema de pensiones, se reformó el sistema de reparto, reduciendo significativamente los beneficios pensionales a sus afiliados, con lo que se redujeron significativamente los déficits previsionales y la deuda implícita del sistema de reparto (Arrau 1991).

No obstante, como resultado del reconocimiento de los derechos pensionales adquiridos por los afiliados al sistema antiguo y la pérdida de contribuciones de afiliados al sistema nuevo para el financiamiento de pensiones del antiguo sistema de reparto, se incurrió en un déficit

pensional de largo alcance (Corbo y Schmidt-Hebbel, 2003), lo que repercutió en el balance fiscal del gobierno, tal como muestra la Figura 1 a continuación.

Figura 1: Balance Fiscal (% del PIB)



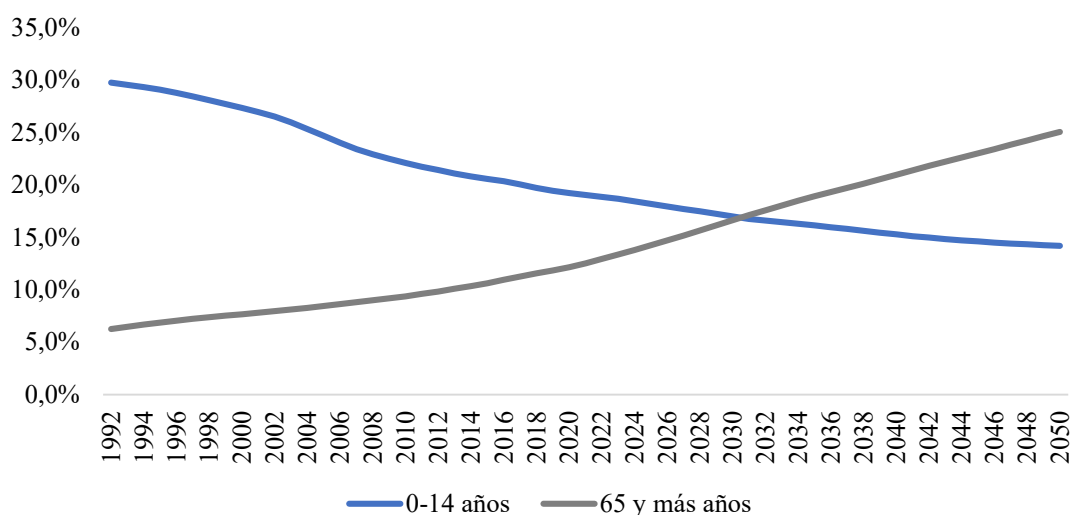
Fuente: Elaboración propia con datos de Braun-Llona et al. (2000) y la DIPRES.

El sistema de pensiones antiguo correspondía a uno de reparto, en el que los trabajadores activos financiaban las pensiones de los jubilados. No obstante, a medida que envejece la población (Figura 2), este tipo de sistemas se hace insostenible si se mantiene constante el nivel de beneficios que recibían los jubilados (Wagner, 1983). En este sistema, los trabajadores contribuían a una de las 32 cajas de previsión y estaban acogidos a uno de los más de 100 regímenes previsionales, donde las contribuciones eran elevadas.

En Chile, otra de las razones por las que el sistema de reparto no conseguía sustentarse era por el mal manejo de los recursos recaudados y la utilización de las cotizaciones previsionales para otorgar otros beneficios a sus afiliados, más allá de la jubilación (Acuña e Iglesias, 2000).

El nuevo sistema de pensiones cambió el modelo basado en múltiples regímenes de pensiones y lo transformó en uno solo en que cualquier empleado tiene acceso, quedando fuera de la transformación el sector de las Fuerzas Armadas y de Orden.

Figura 2: Menores de 15 años y mayores de 65 años (% del total), 1992-2050



Fuente: Elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

## 1.2 Características del sistema de capitalización individual

Bajo el sistema actual, los afiliados contribuyen mensualmente de forma obligatoria el 10% de su renta imponible en una cuenta a su nombre en una AFP. La finalidad de ese ahorro es financiar la pensión que recibirá al retirarse del mercado laboral, ya sea tras cumplir 60 años en el caso de ser mujer o tras cumplir 65 años en el caso de ser hombre (pensión de vejez).

Alternativamente, la cobertura puede llegar a hacerse efectiva antes de esa edad si la persona es declarada inválida, siendo mayor de 17 y menor de 65 años (pensión de invalidez). El sistema también entrega pensiones a quienes sobreviven a la persona afiliada (pensión de sobrevivencia).

La cotización de 10% va acompañada de un pago a la AFP por la administración de la cuenta individual y otro cargo que se realiza por el pago del Seguro de Invalidez y Supervivencia (SIS).

En 2008, a través de la Ley N°20.255, se modificó el primer artículo del Decreto Ley N°3.500 publicado en noviembre de 1980, con la finalidad de crear un sistema de pensiones solidario de vejez e invalidez complementario del esquema de capitalización individual. Así, la Pensión Básica Solidaria (PBS, de vejez e invalidez) reemplazó la Pensión Asistencial (PASIS), a la vez que sustituyó la Garantía Estatal de Pensión Mínima (GEPM). A la Pensión

Básica Solidaria de Invalidez (PBSI) pueden acceder aquellas personas declaradas inválidas entre 18 y 64 años.

Por otra parte, también se introdujo el Aporte Previsional Solidario (APS) y el Aporte Previsional Solidario de Invalidez (APSI). El primero complementa tanto las pensiones provenientes de las AFP como aquellas generadas por el régimen contributivo reemplazado en 1980, al tiempo que el segundo contribuye a incrementar las de invalidez. Estos beneficios, que se financian con recursos del Estado, establecen requisitos para su acceso.

También se realizaron dos innovaciones adicionales a la reforma previsional de 2008, introducidas para generar mayor solidaridad en el sistema. En efecto, se incluyó un Bono por hijo de carácter universal y un Subsidio previsional a los trabajadores jóvenes de bajos ingresos. En el caso de la primera de esas innovaciones, el Estado es responsable del cálculo y pago de esos bonos, mientras que en el caso de la segunda el Estado cotiza en las cuentas de los jóvenes que satisfacen los requisitos para ello (edad y bajo ingreso imponible).

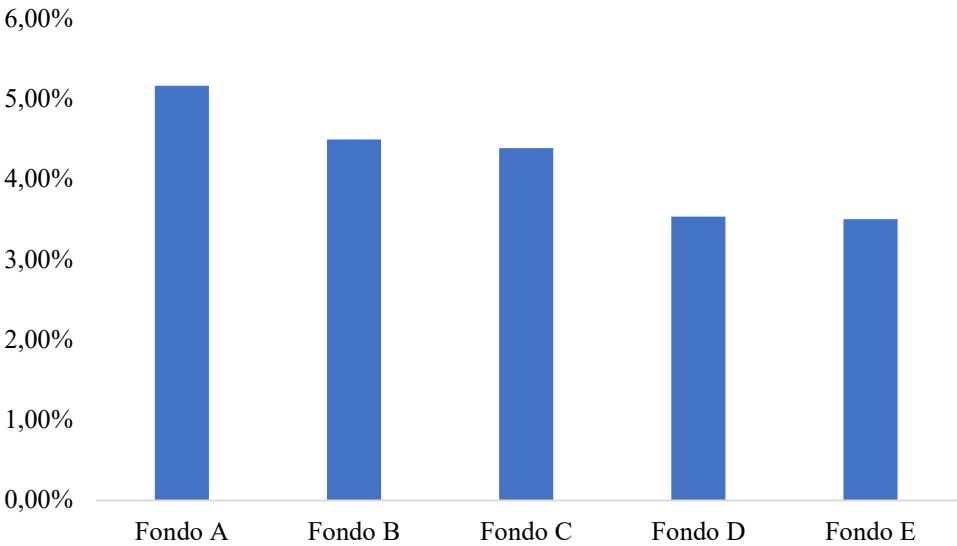
Adicionalmente, la Ley N°20.255 impuso la obligatoriedad de la cotización de los trabajadores independientes, quienes según lo establecido en el Decreto Ley N°3.500 podían afiliarse a una AFP y cotizar de manera voluntaria. La Reforma de Pensiones previó una gradualidad de siete años, bajo la cual las personas que emiten boletas de honorarios podían abstenerse de cotizar en un primer periodo (entre 2012 y 2014), pero luego, en 2015, la obligatoriedad se hacía operativa y se ejecutaba con la operación renta de abril de 2016 en el caso de contribuyentes que no hubieran realizado pagos mensuales. La instalación de la obligatoriedad de cotización para los trabajadores independientes se postergó hasta 2018 (operación renta abril 2019).

A su vez, la Ley N°20.255 fortaleció el Ahorro Previsional Voluntario (APV), al introducir un componente colectivo y el APV para la clase media. Desde entonces las empresas pueden contratar un plan de ahorro voluntario para sus trabajadores con una institución autorizada. Quienes adhieren voluntariamente a esta modalidad de ahorro pueden acceder a bonificaciones tributarias. El objetivo de esta innovación de 2008 apuntó a incorporar a los sectores medios y bajos al pilar contributivo voluntario, quienes de acuerdo con la evidencia disponible hasta ese momento no aprovechaban los beneficios tributarios (Arenas de Mesa, 2010).



En cuanto al funcionamiento del sistema de capitalización individual, cabe destacar que existen distintas opciones para la administración de los fondos, ya que en febrero de 2002 se creó a través de la Ley N°19.795 el sistema de multifondos, que corresponde a la administración de cinco fondos de pensiones por parte de cada AFP. Estos tipos de fondos se diferencian según niveles de riesgo y rentabilidad, siendo el más riesgoso el fondo A y el más conservador el fondo E. La Figura 3 muestra el promedio anual de la rentabilidad real de los distintos fondos entre el año 2002 y 2023. La rentabilidad es real al estar deflactada por la variación de la UF del periodo correspondiente.

Figura 3: Promedio anual 2002-2023 de la rentabilidad real de los distintos fondos de pensiones (%)



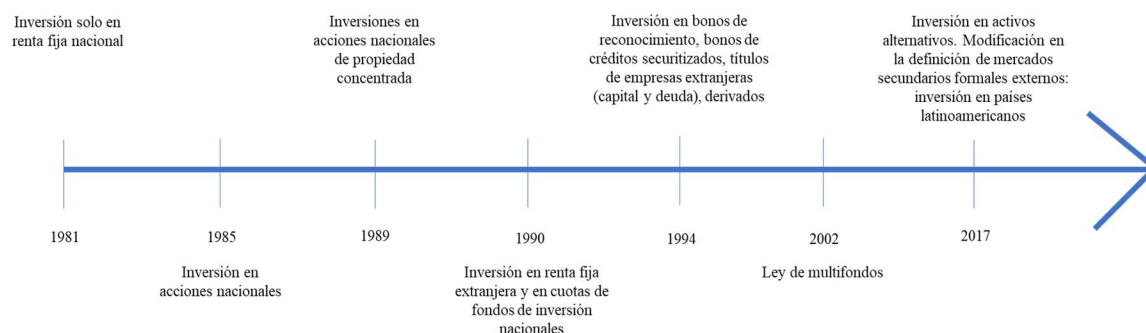
Fuente: Elaboración propia con datos de la Superintendencia de Pensiones (SP).

Se observa en la Figura 3 que el fondo A es el que presenta mayor rentabilidad en promedio entre los años 2002 y 2023 con un 5,2%, mientras que el fondo E es el que presenta menor rentabilidad con un 3,5%, resultado que es acorde con la exposición al riesgo que tiene cada uno de estos fondos.

Por otro lado, la Figura 4 muestra la evolución de las inversiones por parte de los fondos de pensiones en el tiempo. Se observa de esta Figura que en un comienzo sólo se podían realizar inversiones en renta fija nacional, cuatro años después se agregan las acciones nacionales y cuatro años más tarde las acciones nacionales de propiedad concentrada. Luego, en 1990 se adicionan las inversiones en renta fija extranjera y en cuotas de fondos de inversión

nacionales. En 1994 se incorpora la inversión en bonos de reconocimiento, bonos de créditos securitizados, títulos de empresas extranjeras y derivados. Finalmente, en 2002 se suma la ley de multifondos y en 2017 la inversión en activos alternativos.

Figura 4: Evolución de las inversiones de los fondos de pensiones



Fuente: Elaboración propia con datos de la SP.

Finalmente, el año 2022, al final del gobierno de Sebastián Piñera, se creó la Pensión Garantizada Universal (PGU), que es un beneficio no contributivo que es pagado mensualmente por el Instituto de Previsión Social (IPS) y pueden acceder las personas que tengan 65 años o más, siempre que cumplan los demás requisitos legales<sup>4</sup>, independientemente de que tengan derecho a pensión o incluso de que se hayan pensionado o no.

En este estudio, evaluaremos cuantitativamente (i) el impacto que ha tenido el ahorro previsional de los hogares en la inversión doméstica, (ii) el efecto de los activos de los fondos de pensiones en el empleo y, (iii) el efecto de la inversión de los fondos de pensiones en el Producto Interno Bruto (PIB) real. Para ello, en la sección 2 se revisa la literatura asociada con los fondos de pensiones y su impacto en la economía chilena, en la sección 3 se muestran los datos utilizados en este estudio, la sección 4 muestra estadística descriptiva de las variables a utilizar, la sección 5 contiene los modelos que luego se estiman y se presentan, la sección 6 contiene un análisis de robustez utilizando series trimestrales y distintos periodos de tiempo respecto a los resultados encontrados en la sección anterior y, en la sección 7, se concluye respecto a los efectos encontrados.

<sup>4</sup> Dentro de los más importantes, se encuentra no integrar el 10% más rico de la población, acreditar residencia en territorio chileno y tener una pensión base menor a un cierto monto que varía según el año.

## 2. Revisión de literatura

Existen diversos estudios que analizan distintos aspectos del sistema de pensiones. Rodríguez (1998) resume las principales características del sistema de pensiones chileno junto con las reformas legales que fueron necesarias para su implementación y posterior desarrollo. El trabajo se centra en la evolución de los activos administrados por los fondos de pensiones y en cómo estos fueron canalizados hacia distintos sectores de la economía. El autor identificó tres factores principales: una buena rentabilidad anual real (4% en promedio), una amplia cobertura del sistema (cerca de 5,8 millones de trabajadores) y un factor demográfico en específico (más cotizantes que pensionados).

Además, existen estudios como el de Edwards y Cox Edwards (2000, 2002), Lefort y Walker (2001), Valdés-Prieto (2002) que analizan aspectos laborales, microeconómicos y financieros de la reforma de 1981. Asimismo, otros trabajos como Arrau (1991), Valdés-Prieto y Cifuentes (1993), Holzmann (1997) y Schmidt-Hebbel (1998) han proyectado o estimado el efecto de la reforma en el bienestar y el producto. Todo lo antes mencionado se presenta con más detalle en el **Anexo 1**.

Por último, existen estudios como el de Corbo y Schmidt-Hebbel (2003) y Fuentes (2013) que evalúan cuantitativamente los efectos de la reforma, considerando que los efectos macroeconómicos de una reforma de pensiones como la chilena se manifiestan a través de cuatro canales principales: el ahorro nacional y la inversión doméstica, el empleo agregado y su nivel de formalidad, el desarrollo del mercado de capitales, y el crecimiento de la productividad total de factores y del PIB.

Las principales conclusiones de Corbo y Schmidt-Hebbel (2003) son que (i) la reforma del sistema de pensiones de 1981 incrementó la tasa de ahorro nacional en un rango estimado entre 0,7% y 4,6% del PIB, con un valor puntual estimado de 2,3% del PIB como promedio anual durante los 21 años posteriores a la reforma. Con ello, la tasa de inversión aumentó en 1,2% del PIB durante el mismo período, (ii) la reforma redujo significativamente el impuesto puro al trabajo, representado por la diferencia entre las contribuciones previsionales y los beneficios futuros esperados, que fue muy elevada en el antiguo sistema de reparto. En respuesta a esta reducción del impuesto, el empleo total de la economía chilena creció entre 1,3% y 3,7%. El empleo formal aumentó entre 3,2% y 7,6%, mientras que el empleo informal

se contrajo entre 1,1% y 1,7%<sup>5</sup> y, (iii) la contribución de la reforma de pensiones al crecimiento del PIB durante 1981-2001 (que alcanzó una tasa promedio anual de 4,6%) es de 0,5 puntos porcentuales (con un rango entre 0,2 y 0,9 pp.). Esta contribución refleja que un 5% del nivel del PIB en 2001 (con un rango entre 2% y 9,8%) se debe a la reforma.

Por otro lado, Fuentes (2013) realiza una evaluación del efecto de la reforma de pensiones sobre el equilibrio macroeconómico de largo plazo de la economía chilena, tomando como referencia el trabajo de Corbo y Schmidt-Hebbel (2003). La principal contribución de Fuentes es que centra el análisis en la estimación del impacto de la reforma en el estado estacionario de la economía en lugar de explicar la proporción del crecimiento 1981-2001 que es explicado por la reforma. Otras distinciones menores son la utilización de una muestra más larga para estimar algunos parámetros y la forma en que se estiman algunos efectos, como en el modelo de ahorro e inversión, donde realiza una estimación utilizando variables instrumentales debido a la endogeneidad que puede presentar el ahorro. Adicionalmente, como variables independientes se incluyeron un rezago de la inversión y una variable *dummy* que toma el valor 1 para el periodo 1960-1976, lapso previo a la apertura de la cuenta de capitales en Chile.

Las conclusiones de Fuentes (2013) son que (i) la reforma de pensiones ha generado un efecto positivo sobre el ahorro privado a través del ahorro forzoso que deben realizar las personas para su pensión. Ese aumento en la tasa de ahorro genera un incremento en la tasa de inversión entre 1% y 1,37% y, (ii) la reforma incrementa la PTF de estado estacionario en un rango que va entre 5,3% y 9,4%. Así, estimó que la suma del incremento de la productividad y la inversión han generado que el producto por trabajador aumente entre 14,5% y 21,3% debido a la reforma, concluyendo que, en los treinta años posteriores a la reforma de pensiones, el efecto sobre el nivel del PIB es entre 8,6% y 14,4%. Lo antes expuesto se resume en la Tabla 1.

---

<sup>5</sup> Para estimar estos efectos, los autores calibran un modelo con dos sectores, uno formal y otro informal. El modelo supone la existencia de un salario mínimo que genera desempleo de trabajadores que buscan trabajo en el sector formal debido a que el salario esperado es más alto que en el informal. La tasa de desempleo es la que equilibra esos flujos. Además, el modelo supone que la oferta total de trabajo tiene alguna elasticidad respecto al salario, con lo cual un aumento del salario neto generará un mayor número de personas dispuestas a participar del mercado del trabajo.

Tabla 1: Efectos de la reforma de fondos de pensiones en variables macroeconómicas

Autores	Años	Inversión/PIB	Empleo formal	Nivel del PIB
Corbo y Schmidt-Hebbel (2003)	1981-2001	1,2%	1,3% - 3,7%	2% - 9,8%
Fuentes (2013)	1981-2011	1% - 1,37%	-	8,6% - 14,4%

Nota: Se muestran impactos acumulados.

Fuente: Elaboración propia.

### 3. Datos

En la Tabla 2, se describen las variables anuales utilizadas en este trabajo junto con el período que abarca cada serie y su respectiva fuente. Además, para la construcción de algunas variables, fue necesario hacer una serie de supuestos que se encuentran en el **Anexo 2**.

Tabla 2: Descripción de variables anuales

Variables	Abreviación	Periodo	Fuente
PIB nominal	PIB	1981-2023	Banco Central de Chile
Inversión doméstica	Inversion	1981-2023	Banco Central de Chile
Ahorro nacional	S <sub>nac</sub>	1981-2023	Creada
PIB real per cápita	PIB <sub>pc</sub>	1981-2023	Creada
Activos de los fondos de pensiones	Activos	1981-2023	Superintendencia de Pensiones
Términos de intercambio	TT	1981-2023	Creada
Apertura comercial <sup>6</sup>	Opennes	1981-2023	Creada
Gasto público	G	1981-2023	Banco Central de Chile
Arancel implícito <sup>7</sup>	IT	1981-2023	Creada
Índice de productividad	IP	1981-2023	Clapes UC

Fuente: Elaboración propia.

A su vez, en la Tabla 3, se describen las variables trimestrales utilizadas en este estudio junto con el período que contempla cada serie y su fuente de información.

Tabla 3: Descripción de variables trimestrales

Variables	Abreviación	Periodo	Fuente
PIB nominal	PIB	1996q1-2023q4	Banco Central de Chile
Inversión doméstica	Inversion	1996q1-2023q4	Banco Central de Chile

<sup>6</sup> Se define como las exportaciones más las importaciones dividido por el PIB, todo extraído desde el Banco Central de Chile.

<sup>7</sup> Se define como la recaudación tributaria por importaciones del Servicio de Impuestos Internos (SII) dividido por las importaciones del Banco Central de Chile.

Ahorro previsional hogares	S_prev	2003q1-2023q4	Banco Central de Chile
Ahorro no previsional hogares	S_noprev	2003q1-2023q4	Banco Central de Chile
Ahorro empresas no financieras	S_empr	2003q1-2023q4	Banco Central de Chile
Ahorro gobierno general	S_gob	2003q1-2023q4	Banco Central de Chile
Ahorro sociedades financieras	S_socfin	2003q1-2023q4	Banco Central de Chile
Indicador mensual de confianza empresarial	IMCE	2003q4-2023q4	Banco Central de Chile
Empleo asalariado	Asalariados	2010q1-2023q4	Instituto Nacional de Estadística
Esperanza de vida al nacer	Exp_vida	1996q1-2023q4	Instituto Nacional de Estadística
Tasa de desempleo nacional	Desempleo	2010q1-2023q4	Instituto Nacional de Estadística
Activos de los fondos de pensiones	Activos	1996q1-2023q4	Superintendencia de Pensiones
Términos de intercambio	TT	1996q1-2023q4	Creada
Apertura comercial	Opennes	1996q1-2023q4	Creada
Gasto público	G	1996q1-2023q4	Banco Central de Chile
Arancel implícito	IT	1996q1-2023q4	Creada
Índice de productividad	IP	1996q1-2023q4	Clapes UC

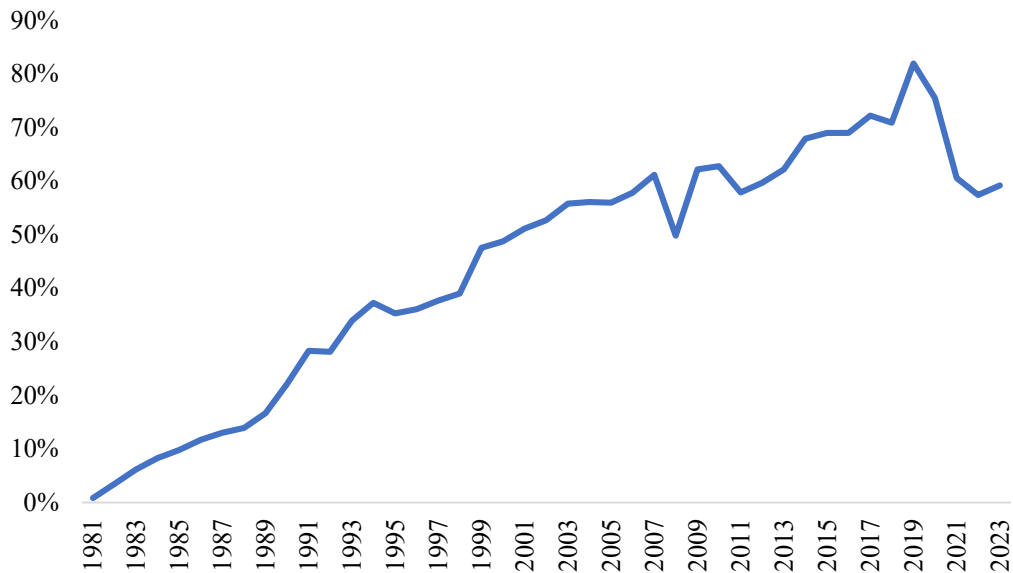
Fuente: Elaboración propia.

## 4. Estadísticas Descriptivas

Para comenzar, se muestra en la Figura 5 una de nuestras variables de interés que corresponde a los activos de los fondos de pensiones como porcentaje del PIB entre el año 1981 y 2023.

Se observa en la Figura 5 que, en el período considerado, estos activos pasaron de representar, en promedio, 35% del PIB en la década de 1990 a representar 82% del PIB en 2019. Los períodos de crisis económica (asiática y financiera global) se han caracterizado por caídas significativas del valor de los fondos, aunque estos recuperaron su valor como porcentaje del PIB, una vez que se superó la crisis. Asimismo, a partir del año 2020 se produce otra caída considerable del valor de los activos, cuando a los efectos de la crisis generada por la pandemia se suman tres retiros de ahorros previsionales.

Figura 5: Activos de los fondos de pensiones (% del PIB), desestacionalizada



Fuente: Elaboración propia con datos de la SP y el Banco Central de Chile (BC).

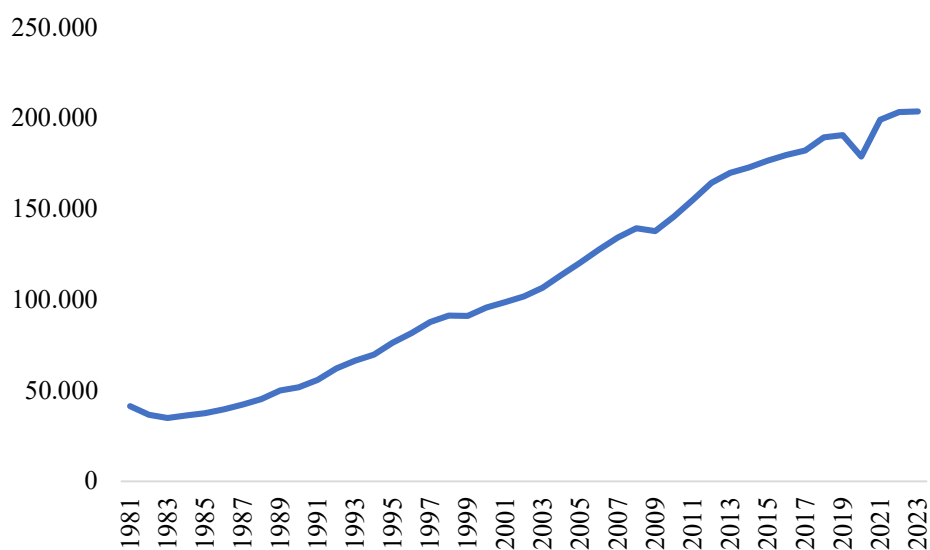
En efecto, luego de los tres retiros de fondos previsionales, los activos administrados por las AFP se redujeron desde 82% del PIB a 57% del PIB.

La Figura 6 muestra el PIB real desde el año 1981 hasta 2023, que es nuestra segunda variable de interés. Se observa que este se ha quintuplicado en el período de estudio, mostrando una tendencia creciente en toda la muestra solo interrumpida por los años de crisis. También se observa cómo se redujo el ritmo de crecimiento del PIB antes y después de la crisis financiera global. Así, entre 1990 y 2007 esta variable creció a una tasa anual promedio de 5,7%, mientras que entre 2010 y 2019 el crecimiento fue de 3,3% en promedio.

Por otro lado, la Figura 7 muestra la evolución de la inversión doméstica y el ahorro nacional, otras dos variables de interés para este estudio. Se observa que más allá de las fluctuaciones cíclicas, la inversión ha fluctuado entre 20% y 30% del PIB en la mayor parte del período, con un valor promedio de 24,8%. Por su parte, el ahorro nacional muestra una tendencia decreciente en el período considerado, con un valor promedio de 23,1% del PIB.

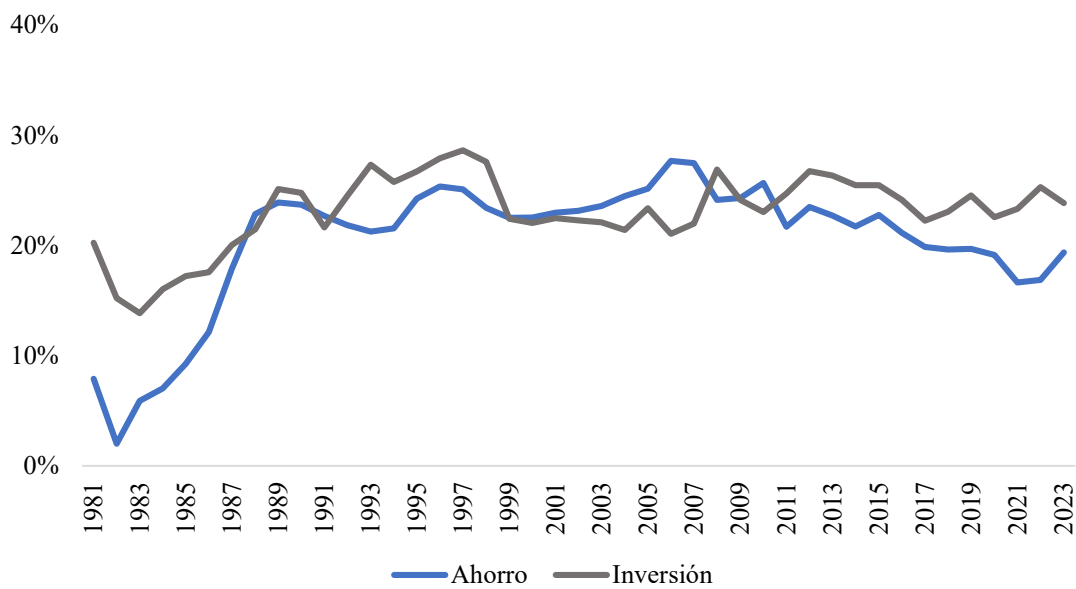
El ahorro nacional se descompone en ahorro de sociedades financieras, del gobierno general, de las empresas no financieras y de los hogares, donde este último se descompone en ahorro previsional y no previsional. La Figura 8 muestra la descomposición de los distintos tipos de ahorros como porcentaje del PIB.

Figura 6: PIB real (en miles de millones de pesos)



Fuente: Elaboración propia.

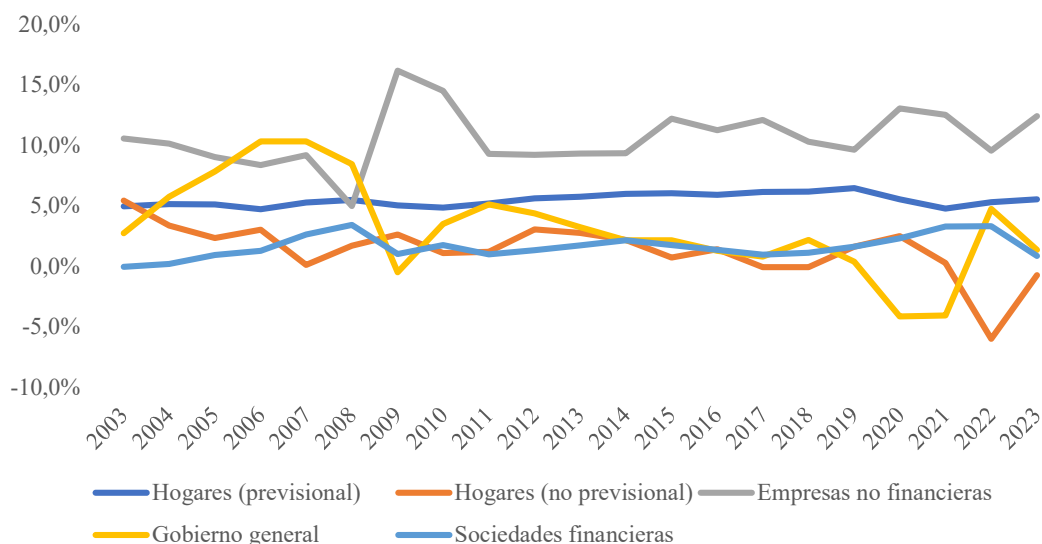
Figura 7: Inversión doméstica y ahorro nacional (% del PIB)



Fuente: Elaboración propia con datos del BC.



Figura 8: Ahorro por sectores de la economía (% del PIB)



Fuente: Elaboración propia con datos del BC.

Se observa en la Figura 8 que entre el año 2006 y 2008 el ahorro del gobierno era el mayor, debido al funcionamiento de la regla fiscal en el contexto del súper ciclo del precio del cobre. A su vez, desde el año 2009 en adelante, el ahorro de las empresas no financieras ha sido el principal determinante del ahorro nacional, representando el año 2023 el 64,2% del ahorro total y el ahorro previsional de los hogares el segundo mayor componente, representando al año 2023 un 28,5% del ahorro nacional, tal como muestra la Tabla 3.

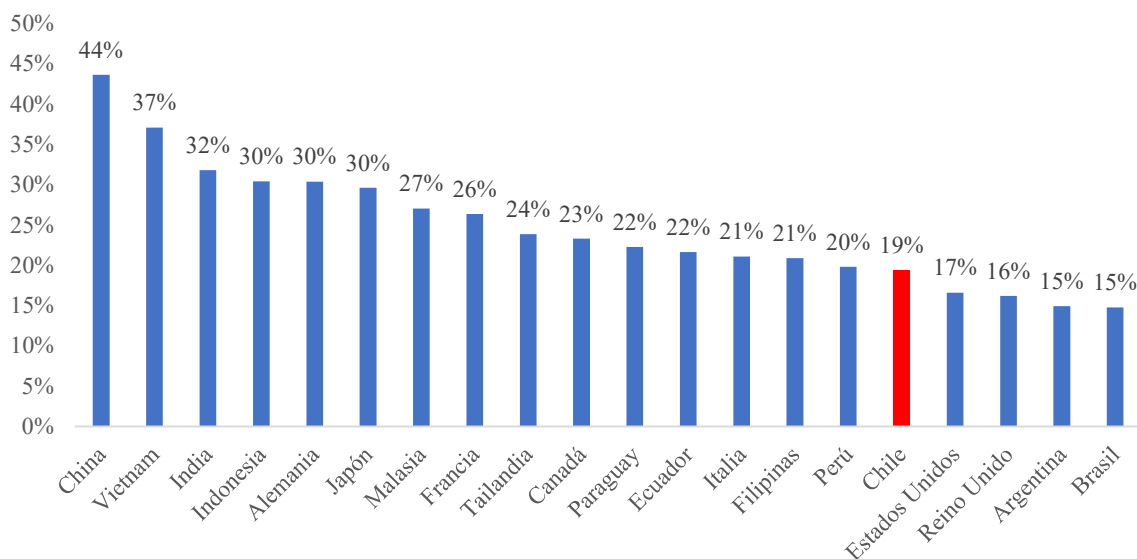
Tabla 3: Ahorro por sectores de la economía (% del ahorro total)

	2005	2010	2015	2020	2023
Sociedades financieras	3,8%	7,2%	7,6%	12,4%	4,5%
Gobierno general	31,1%	13,5%	9,4%	-20,5%	6,9%
Empresas no financieras	35,6%	56,3%	53,6%	68,5%	64,2%
Hogares (no previsional)	9,1%	4,1%	3,0%	10,9%	-4,1%
Hogares (previsional)	20,3%	18,8%	26,4%	28,7%	28,5%

Fuente: Elaboración propia con datos del BC.

Asimismo, la Figura 9 compara el ahorro nacional chileno con el de otros países del mundo para el año 2023.

Figura 9: Ahorro nacional (% del PIB) para diversos países en 2023



Fuente: Elaboración propia con datos del FMI.

La Figura 9 muestra que Chile se encuentra entre los países con menos ahorro nacional (como % del PIB) en 2023, mientras que los países asiáticos son los que presentan mayor ahorro nacional. A su vez, Chile se asemeja bastante en esta variable a Reino Unido y Estados Unidos dentro de los países desarrollados.

Por otro lado, la Tabla 4 muestra la variación anual de las principales variables de interés.

Tabla 4: Variación anual de las variables de interés

Fecha	$\Delta$ Ocupados	$\Delta$ (Activos FP/PIB)	$\Delta$ PIB real	$\Delta$ (Inversión/PIB)	$\Delta$ (Ahorro/PIB)
2000	1,8%	1,2%	5,0%	-0,4%	0,0%
2001	0,9%	2,4%	3,2%	0,4%	0,5%
2002	1,9%	1,6%	3,2%	-0,2%	0,2%
2003	3,7%	3,1%	4,7%	-0,2%	0,4%
2004	2,6%	0,3%	6,7%	-0,7%	0,9%
2005	4,1%	-0,2%	5,8%	2,0%	0,7%
2006	1,7%	1,9%	6,0%	-2,3%	2,5%
2007	2,6%	3,4%	5,2%	0,9%	-0,2%
2008	3,2%	-11,4%	3,8%	4,9%	-3,3%
2009	-0,7%	12,4%	-1,1%	-2,8%	0,2%
2010	6,7%	0,6%	5,9%	-1,1%	1,3%

2011	5,5%	-4,8%	6,2%	1,7%	-4,0%
2012	2,4%	1,7%	6,2%	2,0%	1,8%
2013	2,1%	2,5%	3,3%	-0,4%	-0,8%
2014	1,6%	5,7%	1,8%	-0,9%	-1,0%
2015	1,5%	1,1%	2,2%	0,0%	1,1%
2016	1,4%	0,0%	1,8%	-1,3%	-1,7%
2017	2,2%	3,2%	1,4%	-1,9%	-1,3%
2018	2,3%	-1,3%	4,0%	0,8%	-0,2%
2019	2,0%	11,1%	0,6%	1,5%	0,1%
2020	-11,4%	-6,5%	-6,1%	-2,0%	-0,6%
2021	4,9%	-14,9%	11,3%	0,7%	-2,5%
2022	7,1%	-3,1%	2,1%	2,0%	0,2%
2023	2,4%	1,7%	0,2%	-1,5%	2,5%

Fuente: Elaboración propia con datos de la SP y el BC.

Se observa de esta última tabla que los activos de los fondos de pensiones como porcentaje del PIB aumentaron 11,1% el año 2019 debido al buen desempeño de los mercados financieros. No obstante, la misma variable disminuyó 14,9% en el año 2021 debido a los retiros previsionales. En esta misma línea, el PIB aumentó en 2021 11,3% debido a la sobre expansión del gasto público y privado que desencadenó el sobrecalentamiento de la economía y su posterior ajuste.

## 5. Metodología

Esta sección se divide en tres subsecciones y luego se presentan los resultados. La primera subsección presenta una ecuación para la inversión como porcentaje del PIB, donde esta depende del ahorro nacional. La segunda se relaciona con el mercado laboral y, específicamente, con cómo los activos de los fondos de pensiones afectan el empleo y, en la última subsección, se estima el impacto de los activos de los fondos de pensiones en el PIB real.

### 5.1 Ahorro Nacional e Inversión Doméstica

En esta subsección, se presenta la especificación de Feldstein-Horioka (1980) a estimar mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO):

$$\frac{Inversion_t}{PIB_t} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{S\_nac_t}{PIB_t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde  $Inversion_t$  es la inversión doméstica y  $S\_nac_t$  el ahorro nacional. La ecuación (1) fue estimada para el periodo 1981-2023 y busca determinar el efecto del cambio en el ahorro nacional sobre la inversión doméstica. De esta forma, como el ahorro previsional representa un 25,1% en promedio del ahorro nacional (2003-2023), se obtendrá el efecto del ahorro previsional en la inversión doméstica. A priori, se espera que el ahorro nacional afecte positivamente la inversión doméstica.

Además, es importante aclarar que no se incorporó el ahorro externo ya que, en un país plenamente integrado a los mercados financieros internacionales, que emite pasivos que son sustitutos de los activos internacionales, la tasa de interés doméstica real (ajustada por la devaluación esperada del tipo de cambio real) es igual a la tasa de interés real internacional. En esas condiciones, el ahorro nacional y la inversión doméstica son independientes. Así, un mayor ahorro nacional, causado por una variable que no influye en la inversión, se refleja en un menor ahorro externo de la misma magnitud, sin afectar la inversión del país (Corbo y Schmidt-Hebbel, 2003).

## 5.2 Mercado Laboral

En esta subsección, se presenta el modelo para estimar el efecto de los activos de los fondos de pensiones en el empleo entre 1981 y 2023. Para ello, primero se estima un modelo similar al utilizado por Corbo y Schmidt-Hebbel (2003) mediante MCO, pero con ciertas modificaciones en las variables utilizadas:

$$\begin{aligned} LnPIB\_pc_t = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{LnActivos_t}{PIB_t} + \alpha_2 TT_t + \alpha_3 Opennes_t + \alpha_4 RP_t + \alpha_5 IP_t + \alpha_6 \frac{G_t}{PIB_t} + \alpha_7 IT_t \\ + \alpha_8 Pandemia_t + \alpha_9 Guerra_t + \alpha_{10} Retiros_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

donde  $LnPIB\_pc_t$  es el logaritmo natural del PIB per cápita,  $\frac{LnActivos_t}{PIB_t}$  es el logaritmo natural de los activos totales de los fondos de pensiones respecto al PIB,  $TT_t$  son los términos de intercambio,  $Opennes_t$  es la variable de apertura definida como la razón entre la suma de las exportaciones e importaciones y el PIB,  $RP_t$  es una *dummy* referente a la reforma de pensiones del año 2008,  $IP_t$  es un índice de productividad,  $\frac{G_t}{PIB_t}$  es la razón del gasto público

respecto al PIB,  $IT_t$  es el arancel implícito,  $Pandemia_t$  es una *dummy* relacionada con la pandemia del Covid-19 que abarca el periodo 2020-2022,  $Guerra_t$  es una *dummy* referente al conflicto internacional entre Rusia y Ucrania que comienza en 2022 y  $Retiros_t$  es una *dummy* de retiros previsionales que abarca el periodo 2020-2021.

Luego, una vez estimado el efecto de los activos de los fondos de pensiones en el PIB per cápita ( $\alpha_1$ ), se multiplica por el aumento acumulado de los fondos de pensiones como porcentaje del PIB entre 1981 y 2023, para después dividir este resultado en el crecimiento acumulado del PIB per cápita, obteniendo cuánto explican los activos de los fondos de pensiones como porcentaje del PIB del aumento acumulado del PIB per cápita. Finalmente, este resultado se multiplica por la elasticidad entre el empleo y el PIB per cápita, llegando a cuánto explican los fondos de pensiones del crecimiento del empleo.

### 5.3 PIB real

En esta subsección, se estima un modelo similar al de la subsección anterior mediante MCO, pero modificando la variable dependiente:

$$\begin{aligned} LnPIB\_real_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \frac{LnActivos_t}{PIB_t} + \alpha_2 TT_t + \alpha_3 Opennes_t + \alpha_4 RP_t + \alpha_5 IP_t + \alpha_6 \frac{G_t}{PIB_t} \\ & + \alpha_7 IT_t + \alpha_8 Pandemia_t + \alpha_9 Guerra_t + \alpha_{10} Retiros_t \\ & + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

donde  $LnPIB\_real_t$  es el logaritmo natural del PIB real y las demás variables fueron explicadas en la subsección anterior.

La ecuación (3) estima el efecto que han tenido las inversiones de los fondos de pensiones en el PIB real entre el año 1981 y el 2023, tomando en cuenta distintas variables que afectan el PIB, como los términos de intercambio, la apertura comercial y los aranceles a las importaciones. Además, se consideran variables internas como el gasto público.

Se espera que los activos totales de los fondos de pensiones tengan un efecto positivo en el PIB, al igual que los términos de intercambio, la apertura económica, la *dummy* referente a la reforma del 2008, el índice de productividad, el gasto público y los retiros de los fondos de pensiones, mientras que el arancel implícito debiese afectar negativamente el PIB, al igual que la pandemia. Por otro lado, el signo asociado a la guerra entre Rusia y Ucrania no es del

todo claro, ya que pudo haber atraído a nuevos inversionistas extranjeros que buscaban un país económicamente estable, pero al mismo tiempo, pudo haber impactado negativamente la actividad mundial.

## Resultados

La Tabla 5 muestra los resultados obtenidos luego de estimar los modelos anuales entre los años 1981 y 2023.

Tabla 5: Resultados de las estimaciones principales

VARIABLES	(1) Inversion PIB	(2) LnPIB pc	(3) LnPIB real
LnActivos_PIB		0.117*** (0.0297)	0.195*** (0.0424)
TT		0.00248*** (0.000772)	0.00351*** (0.00102)
Opennes		-0.640*** (0.153)	-0.838*** (0.206)
RP		0.171*** (0.0371)	0.213*** (0.0500)
IP		0.0113*** (0.00150)	0.0128*** (0.00211)
G_PIB		-0.243 (0.476)	0.0539 (0.652)
IT		-2.771*** (1.011)	-3.833** (1.407)
Retiros		-0.0998* (0.0550)	-0.0839 (0.0777)
Pandemia		0.101*** (0.0209)	0.129*** (0.0284)
Guerra		0.0521* (0.0274)	0.133*** (0.0401)
S_nac_PIB	0.419*** (0.0604)		
Constant	0.145*** (0.0128)	14.68*** (0.262)	10.41*** (0.354)
Observations	43	43	43
R-squared	0.540	0.990	0.989

Standard errors in parentheses

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

Fuente: Elaboración propia.

De la columna (1) de la Tabla 5 se desprende que un aumento de 1 pp. en el ahorro nacional como porcentaje del PIB aumenta la inversión doméstica como porcentaje del PIB en 0,42

pp. aproximadamente, lo que se traduce en que de 3,6 pp. que ha crecido la inversión doméstica como porcentaje del PIB entre el año 1981 y 2023, 1,2 pp. son explicados por el ahorro previsional, es decir, un tercio de todo el crecimiento.

De la columna (2) se obtiene que el aumento de un 1% de los activos de los fondos de pensiones como porcentaje del PIB implica un crecimiento del PIB per cápita de 0,12%. De esta forma, multiplicando el aumento acumulado de los fondos de pensiones como porcentaje del PIB entre el año 1981 y 2023 (58,3 pp.) con el coeficiente encontrado y dividiendo este resultado en el crecimiento acumulado del PIB per cápita (190,2%), se obtiene que los fondos de pensiones como porcentaje del PIB explican un 3,6% del aumento del PIB per cápita. Este último resultado se multiplica por 0,7, que es la elasticidad entre los ocupados y el PIB per cápita en el periodo de estudio, llegando a que los fondos de pensiones explican un 2,6% del crecimiento de la población ocupada.

Por último, la columna (3) muestra que el aumento de un 1% de los activos de los fondos de pensiones como porcentaje del PIB aumentan el crecimiento del PIB en 0,2%, es decir, del 4% que ha crecido anualmente el PIB en promedio entre 1981 y 2023, un 0,28% se atribuye al crecimiento anual promedio de los activos de los fondos de pensiones con relación al PIB, es decir, el crecimiento anual promedio de los fondos de pensiones explica un 7% del crecimiento anual promedio del PIB (con un intervalo de confianza entre 3,9% y 9,8%). Todas las variables incluidas en esta especificación a excepción del gasto de gobierno y la *dummy* asociada a los retiros previsionales son significativas al 95% de confianza y el estadígrafo *R-squared* es cercano a 1.

También se observa que los signos de los coeficientes incluidos en la columna (1) y (3) eran los esperados previos a la estimación, sin embargo, para la columna (3), el coeficiente asociado a los retiros previsionales presenta signo contrario, pero no significativo a niveles convencionales. La pandemia presenta signo contrario, posiblemente porque en los años que abarca esta *dummy*, creció el PIB del país como muestra la Tabla 4. La apertura comercial también presenta signo contrario al esperado, lo que podría deberse a que durante periodos adversos como la crisis Subprime o la pandemia del Covid-19, variables macroeconómicas como las exportaciones e importaciones sufren cambios en su trayectoria habitual, lo que produce que no impacten al PIB per cápita de la forma esperada.

Además, es importante mencionar que las variables en cada modelo cointegran, es decir, presentan una relación de largo plazo, lo que se comprobó cuantitativamente, como se muestra en el **Anexo 3**.

## 6. Análisis Extensivo

En esta sección, se estiman las ecuaciones (1), (2) y (3), pero utilizando datos de frecuencia trimestral para distintos periodos de tiempo. A su vez, para la ecuación (2) del mercado laboral, luego de estimarla, se sigue un procedimiento idéntico al descrito en la subsección 5.2 para obtener el efecto de los activos de los fondos de pensiones en el crecimiento del empleo formal. Cabe mencionar que las estimaciones con datos de frecuencia trimestral requieren modificar las especificaciones ya descritas para las estimaciones anuales de la sección anterior. En concreto, los modelos estimados en esta sección, por medio de MCO, son los siguientes:

Ahorro Nacional e Inversión Doméstica:

$$\begin{aligned} \frac{Inversion_t}{PIB_t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \frac{S_{prev_t}}{PIB_t} + \alpha_2 \frac{S_{noprev_t}}{PIB_t} + \alpha_3 \frac{S_{empr_t}}{PIB_t} + \alpha_4 \frac{S_{gob_t}}{PIB_t} + \alpha_5 \frac{S_{socfin_t}}{PIB_t} \\ & + \alpha_6 LnIMCE_{t-1} + \alpha_7 Guerra_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

Mercado Laboral:

$$\begin{aligned} LnPIB_{pc_t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \frac{LnActivos_t}{PIB_t} + \alpha_2 TT_t + \alpha_3 Opennes_t + \alpha_4 RP_t + \alpha_5 IP_t + \alpha_6 \frac{G_{t-1}}{PIB_{t-1}} \\ & + \alpha_7 IT_t + \alpha_8 Pandemia_t + \alpha_9 Guerra_t + \alpha_{10} Retiros_t \\ & + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

Crecimiento Económico:

$$\begin{aligned} LnPIB_{real_t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \frac{LnActivos_t}{PIB_t} + \alpha_2 TT_t + \alpha_3 Opennes_t + \alpha_4 RP_t + \alpha_5 IP_t + \alpha_6 \frac{G_{t-1}}{PIB_{t-1}} \\ & + \alpha_7 IT_t + \alpha_8 Pandemia_t + \alpha_9 Guerra_t + \alpha_{10} Retiros_t \\ & + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$



En la ecuación (4), el ahorro nacional se divide en ahorro de los hogares, ahorro de empresas no financieras, ahorro del gobierno general y ahorro de sociedades financieras. A su vez, el ahorro de los hogares se puede separar en ahorro previsional y ahorro no previsional. De esta forma,  $S_{prev_t}$  es el ahorro previsional de los hogares,  $S_{noprev_t}$  el ahorro no previsional de los hogares,  $S_{empr_t}$  el ahorro de empresas no financieras,  $S_{gob_t}$  el ahorro del gobierno general,  $S_{socfin_t}$  el ahorro de sociedades financieras y  $LnIMCE_{t-1}$  el logaritmo natural del índice mensual de confianza empresarial. Además, todas las variables incluidas en el modelo están desestacionalizadas, a excepción de  $Guerra_t$ . Esta ecuación fue estimada con datos trimestrales para el período entre el último trimestre de 2003 y 2023.

La ecuación (4) es una extensión del modelo de Feldstein y Horioka (1980) que muestra la correlación entre las tasas de ahorro e inversión nacional, ya que busca determinar el efecto del cambio en el ahorro previsional sobre la inversión doméstica considerando los demás tipos de ahorros nacionales, la confianza empresarial un trimestre atrás para controlar por las expectativas del mercado nacional y factores internacionales como la guerra entre Rusia y Ucrania para controlar por expectativas externas de inversión.

A partir de la Figura 8, se espera a priori que el ahorro de empresas no financieras y del gobierno general afecten negativamente la inversión doméstica, mientras que los otros ahorros la impacten de forma positiva. A su vez, la confianza empresarial debiese afectar positivamente a la inversión y la guerra no se sabe con exactitud.

Las ecuaciones (5) y (6) son idénticas a las ecuaciones (2) y (3), respectivamente; solo que, en este caso, se estiman entre el primer trimestre del año 2000 y el cuarto trimestre del 2023 y, además, el gasto de gobierno está rezagado un trimestre.

Se espera de las ecuaciones (5) y (6) que los activos totales de los fondos de pensiones tengan un efecto positivo, al igual que los términos de intercambio, la apertura económica, la *dummy* referente a la reforma del 2008, el índice de productividad, el gasto público y los retiros de los fondos de pensiones, mientras que el arancel implícito debiese afectar negativamente el PIB, al igual que la pandemia.

Las estimaciones de las ecuaciones (4), (5) y (6) se presentan en la Tabla 6.

Tabla 6: Resultados de las estimaciones trimestrales

VARIABLES	(1) Inversion_PIB_sa	(2) LnPIB_pc_sa	(3) LnPIB_real_sa
LnActivos_PIB_sa		0.259*** (0.0747)	0.409*** (0.0976)
TT_sa		0.00194*** (0.000574)	0.00284*** (0.000750)
Opennes		-0.304*** (0.0899)	-0.420*** (0.117)
RP		0.143*** (0.0177)	0.178*** (0.0231)
IP_sa		0.00748*** (0.00225)	0.00728** (0.00293)
L.G_PIB_sa		0.648* (0.339)	1.153** (0.443)
IT		-1.809* (0.963)	-2.556** (1.259)
Retiros		0.0193 (0.0316)	0.0210 (0.0413)
Pandemia		-0.0902*** (0.0314)	-0.0747* (0.0410)
Guerra	0.0208* (0.0118)	0.0645** (0.0263)	0.161*** (0.0344)
S_prev_PIB_sa	1.444** (0.571)		
S_noprev_PIB_sa	0.214 (0.151)		
S_empr_PIB_sa	-0.127 (0.147)		
S_gob_PIB_sa	-0.0903 (0.0959)		
S_socfin_PIB_sa	0.706** (0.282)		
L.LnIMCE_sa	0.0766*** (0.0240)		
Constant	-0.136 (0.121)	6.666*** (0.269)	9.492*** (0.352)
Observations	80	96	96
R-squared	0.324	0.956	0.964

Standard errors in parentheses

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

Fuente: Elaboración propia.

De la columna (1) de la Tabla 6 se desprende que un aumento de 1 pp. en el ahorro previsional como porcentaje del PIB aumenta la inversión doméstica como porcentaje del PIB en 1,4 pp. aproximadamente, lo que se traduce en que de 1,7 pp. que ha crecido la inversión doméstica

como porcentaje del PIB entre el último trimestre de 2003 y 2023, un 0,85 pp. son explicados por el ahorro previsional, es decir, la mitad del crecimiento. A su vez, tanto el ahorro de las sociedades financieras como el IMCE son variables significativas al 95% de confianza.

De la columna (2) se obtiene que un 1% adicional de activos en los fondos de pensiones como porcentaje del PIB aumenta el producto per cápita en 0,26% aproximadamente, lo que se multiplica por el aumento acumulado de los fondos de pensiones como porcentaje del PIB entre el primer trimestre del 2000 y el último trimestre de 2023 (8,1 pp.). Dividiendo el resultado anterior en el crecimiento acumulado del PIB per cápita (63,2%), se obtiene que los fondos de pensiones como porcentaje del PIB explican un 3,3% del aumento acumulado del PIB per cápita. Luego, este resultado se multiplica por 1,1, que es la elasticidad entre el empleo asalariado y el PIB per cápita, llegando a que los fondos de pensiones explican un 3,7% del crecimiento del empleo asalariado.

Por último, la columna (3) muestra que un 1% adicional de activos de los fondos de pensiones como porcentaje del PIB aumenta el producto real en 0,41%. Esto indica que del 3,5% que ha crecido anualmente el PIB real en promedio entre el primer trimestre de 2000 y el último trimestre de 2023, un 0,21% se atribuye al crecimiento anual promedio de las inversiones que realizan los fondos de pensiones como proporción del PIB, es decir, estas inversiones explican un 5,9% del crecimiento promedio anual registrado durante este período (con un intervalo de confianza entre 2,7% y 9,1%). Todas las variables incluidas en el modelo a excepción de la *dummy* asociada a los retiros previsionales son significativas al 90% de confianza y el estadígrafo *R-squared* es cercano a 1.

También se observa que los signos de los coeficientes incluidos en la columna (1) y (2) eran los esperados previos a la estimación, sin embargo, para la columna (3), los coeficientes asociados a los retiros previsionales y la apertura comercial presentan signos contrarios al esperado, al igual que en la sección anterior. Al igual que para las estimaciones anuales, en el **Anexo 3** se incluyen los test de cointegración para estos modelos de frecuencia trimestral.

## **7. Conclusiones**

A partir de las estimaciones con series de frecuencia anual entre los años 1981 y 2023, concluimos que la inversión doméstica como porcentaje del PIB creció 3,6 pp.; de ellos, 1,2

puntos, esto es, un tercio de todo el crecimiento, son explicados por efecto del ahorro previsional. A su vez, los activos de los fondos de pensiones como porcentaje del PIB explican un 2,6% del crecimiento total del empleo y estos mismos activos explican un 7% del crecimiento anual promedio del PIB real (con un intervalo de confianza entre 3,9% y 9,8%).

Realizamos también estimaciones trimestrales para distintos períodos. De ellas, se obtiene que la inversión doméstica como porcentaje del PIB creció 1,7 puntos porcentuales; de los cuales, 0,85 puntos, es decir, la mitad de todo el crecimiento, son explicados por efecto del ahorro previsional entre el último trimestre del año 2003 y 2023. Además, concluimos que los fondos de pensiones explican un 3,7% del crecimiento del empleo asalariado entre el primer trimestre de 2000 y el último de 2023. Finalmente, estimamos que las inversiones de los fondos de pensiones explican un 5,9% del crecimiento anual promedio del PIB registrado entre el primer trimestre de 2000 y el último de 2023 (con un intervalo de confianza entre 2,7% y 9,1%).

Cabe señalar que, a diferencia de los trabajos de Corbo y Schmidt-Hebbel (2003) y Fuentes (2013), para estimar el efecto que ha tenido la reforma de pensiones en el PIB real, se utiliza un modelo econométrico específico – ecuación (3) – y no se obtiene como la suma de efectos de sus componentes. Además, existen diferencias en las variables incorporadas en cada modelo y sus fuentes de información. No obstante, los resultados anuales y trimestrales obtenidos en esta investigación están en línea con los encontrados por otros autores.

Tabla 7: Efectos de la reforma de fondos de pensiones en variables macroeconómicas

Autores	Años	Inversión/PIB	Empleo formal	Nivel del PIB
Corbo y Schmidt-Hebbel (2003)	1981-2001	1,2%	1,3% - 3,7%	2% - 9,8%
Fuentes (2013)	1981-2011	1% - 1,37%	-	8,6% - 14,4%
Belmar, González y Larraín (2024)	1981-2023	1,2%	2,6%	3,9% - 9,8%

Nota: Se muestran impactos acumulados.

Fuente: Elaboración propia.

## 8. Bibliografía

- Acuña R. y A. Iglesias (2000). La Reforma a las Pensiones, en Felipe Larraín y Rodrigo Vergara (eds.): La Transformación Económica de Chile. Centro de Estudios Públicos, Santiago, Chile.
- Arenas, A. (2010). Historia de la reforma previsional chilena: una experiencia exitosa de política pública en democracia (No. 994687853402676). International Labour Organization.
- Arrau, P. (1991). La Reforma provisional chilena y su financiamiento durante la transición. Colección estudios CIEPLAN, (32), 5-44.
- Bentancor, A. (2020). El sistema de pensiones en Chile: institucionalidad, gasto público y sostenibilidad financiera.
- Biblioteca del Congreso Nacional de Chile (BCN) (2018). Recuperado de: [Link](#).
- Braun-Llona, J., Braun-Llona, M., Briones, I., Díaz, J., Lüders, R., & Wagner, G. (1998). Economía chilena 1810-1995. Estadísticas históricas (No. 187).
- Corbo, V. y Schmidt-Hebbel, K. (2003). Efectos Macroeconómicos de la Reforma de Pensiones en Chile. Resultados y desafíos de las reformas a las pensiones, 259-351.
- Dirección de Presupuesto Gobierno de Chile (DIPRES) (2023). Recuperado de: [Link](#).
- Edwards, S. y Edwards, A. C. (2000). Social Security Privatization Reform and Labor Markets: The Case of Chile. NBER Working Paper No. 8924.
- Edwards, S. y Edwards, A. C. (2002). Economic Reforms and Labour Markets: Policy Issues and Lessons from Chile. Economic Policy 30.
- Fuentes, J. (2013). Contribución del Sistema Privado de Pensiones al Desarrollo Económico de Latinoamérica. Experiencias de Colombia, México, Chile y Perú, pp 181-237.
- Holzmann, R. (1997). Pension reform, financial market development, and economic growth: preliminary evidence from Chile. Staff Papers, 44(2), 149-178.
- Lefort, F. y Walker, E. (2001). Pension Reform and Capital Markets: Are There Any (Hard) Links. Mimeo, Washington, DC: World Bank.

- Rodríguez, A. (1998). El Mercado de Capitales en Chile y el Papel de los Fondos de Pensiones. Proyecto del Centro Latinoamericano para la Competitividad y el Desarrollo Sostenible del INCAE.
- Schmidt-Hebbel, K. (1998). Does Pension Reform Really Spur Productivity, Saving and Growth? Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile No.33.
- Valdés-Prieto, S. y Cifuentes, R. (1993). Credit Constraints and Pensions. Mimeo, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Santiago.
- Valdés-Prieto, S. (2002). Políticas y Mercados de Pensiones: Un texto universitario para América Latina. Ediciones Universidad Católica.
- Wagner, G. (1983). Estudio de la reforma previsional: previsión y reforma, efectos en la industria y en el país. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Santiago.

## 9. Anexos

### 9.1 Anexo 1

Tabla 8: Resumen de la literatura

Autor(es)	Objeto de estudio	Período de análisis	Resultados
Rodríguez, A. (1998)	Describir el mercado de capitales en Chile.	1981-1998	Presenta una visión integrada del mercado de capitales chileno y reconoce el papel que ha jugado el Sistema de Pensiones en el desarrollo de un mercado de capitales más eficiente, capaz de traducirse en un catalizador del progreso de la economía chilena en general.
Edwards, S. y Edwards, A. C. (2000)	Desarrollar un modelo de mercado laboral suponiendo que coexisten el sector formal e informal. Según este modelo, una reforma que reduzca el impuesto implícito sobre el trabajo en el sector formal provocará un aumento de la tasa salarial en el sector informal y tendrá un efecto indeterminado sobre el desempleo agregado.	1981-1998	Los resultados de los ejercicios de simulación sugieren que, las reformas dieron lugar a un aumento de los salarios del sector informal de aproximadamente el 2,0%. Estos resultados también sugieren que las reformas hicieron una contribución positiva, pero pequeña, a la reducción del desempleo agregado de Chile.
Edwards, S. y Edwards, A. C. (2002)	Se centra en la reforma de la seguridad laboral, el proceso de descentralización salarial y la reducción de los impuestos laborales.	1981-2001	La reducción en los impuestos y la descentralización de las negociaciones salariales incrementaron la flexibilidad del mercado laboral y contribuyó a la reducción del desempleo. Sin embargo, el análisis sugiere que la reforma sobre la seguridad laboral no tiene un efecto significativo en la tasa de desempleo agregada.
Lefort, F. y Walker, E. (2001)	Evaluar a través de análisis de series de tiempo y panel de datos los efectos de la reforma de pensiones chilena en canales indirectos que pueden tener implicancias para el crecimiento económico y la productividad.	1981-1997	Los análisis econométricos indican que, debido a la reforma, los costos de capital como la rentabilidad de los dividendos es menor. Además, los costos de transacción han disminuido. También encuentran pruebas de un aumento de la liquidez y menor volatilidad de los precios de instrumentos financieros tras la reforma.
Valdés-Prieto, S. (2002)	Describir las políticas y mercados de pensiones.	1981-2001	Analiza en profundidad diversos aspectos de la política de pensiones, como el ahorro y el trabajo, el financiamiento y los riesgos en las pensiones.

Arrau, P. (1991)	Estudiar el impacto macroeconómico y distributivo de formas alternativas de financiar la reforma por medio de un modelo macroeconómico de ciclo de vida.	1960-1988	El financiamiento de la transición generó un incremento de la deuda pública que no desplaza significativamente la inversión ni el capital privado, ya que la reforma crea su propio financiamiento por el gran aumento de demanda de activos financieros de parte de las AFP.
Valdés-Prieto, S. y Cifuentes, R. (1993)			
Holzmann, R. (1997)	Destacar los fundamentos teóricos de la reforma y presentar datos empíricos y pruebas econométricas preliminares de los efectos conjeturados de la reforma sobre la evolución del mercado financiero, así como el impacto sobre la productividad total de los factores, la formación de capital y el ahorro privado.	1979-1994	Los resultados empíricos son aparentemente coherentes con la afirmación de que la evolución del mercado financiero favoreció el crecimiento económico y que la reforma de las pensiones ha contribuido a esta evolución. Los vínculos entre los indicadores del mercado financiero y la productividad total de los factores y la acumulación de capital son sorprendentemente sólidos. No obstante, el impacto directo de la reforma sobre el ahorro fue escaso, e incluso negativo en un principio.
Schmidt-Hebbel, K. (1998)	Inferir los posibles beneficios del mercado de factores y los posibles efectos de ahorro de la reforma de las pensiones y sus implicancias cuantitativas para el crecimiento.	1961-1997	Los resultados sugieren que la reforma de las pensiones en Chile ha mejorado el rendimiento del mercado laboral y ha aumentado el ahorro, la inversión y la productividad de los factores, contribuyendo a una cuarta parte del aumento del crecimiento del país.

Fuente: Elaboración propia.

## 9.2 Anexo 2

Para crear las series anuales, se realizaron los siguientes supuestos:

- El PIB nominal y real junto con los activos de los Fondos de Pensiones son series sacadas directamente desde el BC y la SP, respectivamente.
- La inversión doméstica se considera como la Formación Bruta de Capital Fijo (sin variación de existencias).
- Para el ahorro nacional como porcentaje del PIB, se empalma la serie del BC con la del Banco Mundial (BM).
- Para las expectativas de vida, se empalma la serie del BM con la del INE.



- Para los términos de intercambio, se divide el deflactor de las exportaciones en el de las importaciones, que fueron extraídos desde el BC.
- Para el gasto de gobierno como porcentaje del PIB, se empalma la serie del BC con la de Chumacero y Fuentes (2000).
- Para el índice de productividad, se empalma la serie de Clapes UC con la de Chumacero y Fuentes (2000).
- Para el arancel implícito, se divide la serie recaudación tributaria por importaciones del SII en la serie referente a importaciones del BC, y se empalma esta serie con el arancel implícito de Chumacero y Fuentes (2000).

### 9.3 Anexo 3

La finalidad de este anexo es mostrar que la inversión doméstica y el ahorro nacional, junto con el PIB real y los fondos de pensiones, presentan una relación de largo plazo, de forma que la relación positiva y significativa mostrada en los resultados de este estudio no es una correlación espuria.

Comenzamos este análisis con las series trimestrales, dado que los modelos con esta frecuencia temporal utilizan un mayor número de variables. Para ello, se muestran nuevamente los modelos estimados en este estudio al usar las series de frecuencia trimestral:

$$\frac{Inversion_t}{PIB_t} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{S_{prev_t}}{PIB_t} + \alpha_2 \frac{S_{noprev_t}}{PIB_t} + \alpha_3 \frac{S_{empr_t}}{PIB_t} + \alpha_4 \frac{S_{gob_t}}{PIB_t} + \alpha_5 \frac{S_{socfin_t}}{PIB_t} + \alpha_6 LnIMCE_{t-1} + \alpha_7 Guerra_t + \varepsilon_t$$

$$LnPIB_{pc_t} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{LnActivos_t}{PIB_t} + \alpha_2 TT_t + \alpha_3 Opennes_t + \alpha_4 RP_t + \alpha_5 IP_t + \alpha_6 \frac{G_{t-1}}{PIB_{t-1}} + \alpha_7 IT_t + \alpha_8 Pandemia_t + \alpha_9 Guerra_t + \alpha_{10} Retiros_t + \varepsilon_t$$

$$LnPIB_{real_t} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{LnActivos_t}{PIB_t} + \alpha_2 TT_t + \alpha_3 Opennes_t + \alpha_4 RP_t + \alpha_5 IP_t + \alpha_6 \frac{G_{t-1}}{PIB_{t-1}} + \alpha_7 IT_t + \alpha_8 Pandemia_t + \alpha_9 Guerra_t + \alpha_{10} Retiros_t + \varepsilon_t$$

donde las variables fueron definidas en la sección 5.

Al estar trabajando con series de tiempo, primero se verifica el grado de integración que presenta cada una de las series. Por lo cual, se procede a realizar el test ADF a cada una de ellas. Lo que hace este test es tomar en cuenta la serie en nivel (o en diferencia) y la estima contra el nivel de la serie rezagada un período y hasta k rezagos de la primera diferencia de la serie, además de la tendencia. La idea es escoger el nivel de rezagos (k) de tal forma de asegurarnos de que los errores sean ruido blanco. La estimación que realizamos es la siguiente:

$$\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \rho_j \Delta y_{t-j} + \varphi t + u_t$$

Es importante mencionar que el término  $\varphi t$  se incorpora solo en el caso en el que se considera que la serie tiene tendencia. De esta forma, para calcular el número de rezagos, utilizamos el criterio de información de Hannan-Quinn, principalmente por tratarse de un criterio de información consistente. Este se define como:

$$HQC = -2 \ln(\text{likelihood}) + 2k \ln(\ln(N))$$

donde N es el tamaño de la muestra y k es el número de parámetros estimados. Se escoge el modelo que minimice el criterio de información HQC. De esta forma, testeando modelos con hasta 12 rezagos en diferencia, encontramos que el número de rezagos en diferencia que minimizan el criterio HQC es el siguiente:

Tabla 9: Número de rezagos en diferencia para cada serie

Serie	Rezagos
$\frac{Inversion_t}{PIB_t}$	0
$\frac{S\_prev_t}{PIB_t}$	1
$\frac{S\_noprev_t}{PIB_t}$	5
$\frac{S\_empr_t}{PIB_t}$	0
$\frac{S\_gob_t}{PIB_t}$	7

$\frac{S\_socfin_t}{PIB_t}$	1
$LnIMCE_t$	1
$LnPIB\_real_t$	1
$LnPIB\_pc_t$	1
$\frac{LnActivos_t}{PIB_t}$	0
$TT_t$	0
$Opennes_t$	4
$IP_t$	8
$\frac{G_t}{PIB_t}$	8
$IT_t$	3

Fuente: Elaboración propia.

De esta forma, las especificaciones para cada una de las series son las siguientes:

$$\Delta \frac{Inversion_t}{PIB_t} = \alpha + \theta \frac{Inversion_{t-1}}{PIB_{t-1}} + u_t$$

$$\Delta^2 \frac{S\_prev_t}{PIB_t} = \alpha + \theta \Delta \frac{S\_prev_{t-1}}{PIB_{t-1}} + \rho \Delta^2 \frac{S\_prev_{t-1}}{PIB_{t-1}} + u_t$$

$$\Delta^2 \frac{S\_noprev_t}{PIB_t} = \theta \Delta \frac{S\_noprev_{t-1}}{PIB_{t-1}} + \sum_{j=1}^5 \rho_j \Delta^2 \frac{S\_noprev_{t-j}}{PIB_{t-j}} + u_t$$

$$\Delta \frac{S\_empr_t}{PIB_t} = \alpha + \theta \frac{S\_empr_{t-1}}{PIB_{t-1}} + u_t$$

$$\Delta^2 \frac{S\_gob_t}{PIB_t} = \alpha + \theta \Delta \frac{S\_gob_{t-1}}{PIB_{t-1}} + \sum_{j=1}^7 \rho_j \Delta^2 \frac{S\_gob_{t-j}}{PIB_{t-j}} + u_t$$

$$\Delta^2 \frac{S\_socfin_t}{PIB_t} = \alpha + \theta \Delta \frac{S\_socfin_{t-1}}{PIB_{t-1}} + \rho \Delta^2 \frac{S\_socfin_{t-1}}{PIB_{t-1}} + u_t$$

$$\Delta LnIMCE_t = \alpha + \theta LnIMCE_{t-1} + \rho \Delta LnIMCE_{t-1} + u_t$$

$$\Delta^2 LnPIB\_real_t = \alpha + \theta \Delta LnPIB\_real_{t-1} + \rho \Delta^2 LnPIB\_real_{t-1} + u_t$$

$$\Delta^2 LnPIB\_pc_t = \alpha + \theta \Delta LnPIB\_pc_{t-1} + \rho \Delta^2 LnPIB\_pc_{t-1} + u_t$$

$$\Delta^2 \frac{LnActivos_t}{PIB_t} = \alpha + \theta \Delta \frac{LnActivos_{t-1}}{PIB_{t-1}} + u_t$$

$$\Delta^2 TT_t = \alpha + \theta \Delta TT_{t-1} + u_t$$

$$\Delta^2 Opennes_t = \alpha + \theta \Delta Opennes_{t-1} + \sum_{j=1}^4 \rho_j \Delta^2 Opennes_{t-j} + u_t$$

$$\Delta^2 IP_t = \alpha + \theta \Delta IP_{t-1} + \sum_{j=1}^8 \rho_j \Delta^2 IP_{t-j} + u_t$$

$$\Delta^2 \frac{G_t}{PIB_t} = \theta \Delta \frac{G_{t-1}}{PIB_{t-1}} + \sum_{j=1}^8 \rho_j \Delta^2 \frac{G_{t-j}}{PIB_{t-j}} + u_t$$

$$\Delta^2 IT_t = \alpha + \theta \Delta IT_{t-1} + \sum_{j=1}^3 \rho_j \Delta^2 IT_{t-j} + u_t$$

Una vez que tenemos el número de rezagos que minimiza el criterio de información escogido, procedemos a evaluar si cumple el principal supuesto de la prueba ADF, el cual dice que los errores de las regresiones para cada una de las series siguen un proceso ruido blanco. Para ello, Box y Pierce (1970) desarrollaron una prueba de ruido blanco que fue perfeccionada por Ljung y Box (1978). El test se basa en el hecho de que si  $x(1), \dots, x(n)$  es la realización de un proceso ruido blanco, entonces:

$$Q = n(n+2) \sum_{j=1}^m \frac{1}{n-j} \hat{\rho}^2(j) \rightarrow \chi^2_m$$

donde  $m$  es el número de autocorrelaciones calculadas (igual al número de rezagos especificado) y, por lo tanto,  $Q$  converge a de la distribución a una  $\chi^2$  con  $m$  grados de libertad. A su vez,  $\hat{\rho}^2(j)$  es la autocorrelación estimada para el rezago  $j$ . Además, la hipótesis nula del test es que los errores son ruido blanco. Utilizando este test para cada una de las especificaciones de las series, encontramos los siguientes resultados.

Tabla 10: Resultados test Ljung & Box para los residuos de cada una de las especificaciones de las series

Serie	P-value
$\frac{Inversion_t}{PIB_t}$	0.4654
$\frac{S\_prev_t}{PIB_t}$	0.6743

$\frac{S_{noprev}_t}{PIB_t}$	0.9998
$\frac{S_{empr}_t}{PIB_t}$	0.9202
$\frac{S_{gob}_t}{PIB_t}$	0.9972
$\frac{S_{socfin}_t}{PIB_t}$	0.9479
$LnIMCE_t$	0.9076
$LnPIB_{real}_t$	0.9478
$LnPIB_{pc}_t$	0.9998
$\frac{LnActivos_t}{PIB_t}$	0.3464
$TT_t$	0.7658
$Opennes_t$	0.1588
$IP_t$	0.8486
$\frac{G_t}{PIB_t}$	1.0000
$IT_t$	0.9999

Fuente: Elaboración propia.

Se desprende de la tabla que, para cada una de las especificaciones de las series, no se rechaza la hipótesis nula de que los residuos sigan un proceso ruido blanco, por lo que se cumple el supuesto del test ADF.

Con el procedimiento anterior, obtenemos todo lo necesario para proceder a la realización de la prueba ADF. Los resultados para los modelos se muestran en la Tabla 11.

Tabla 11: Resultados test ADF

<b>Serie</b>	<b>Observado(t-test)</b>	<b>P-value</b>
$\frac{Inversion_t}{PIB_t}$	-3.534	0.0003
$\Delta \frac{S_{prev}_t}{PIB_t}$	-9.366	0.0000
$\Delta \frac{S_{noprev}_t}{PIB_t}$	-3.629	0.0003
$\frac{S_{empr}_t}{PIB_t}$	-5.716	0.0000

$\Delta \frac{S_{gob}_t}{PIB_t}$	-4.980	0.0000
$\Delta \frac{S_{socfin}_t}{PIB_t}$	-10.617	0.0000
$LnIMCE_t$	-3.109	0.0013
$\Delta LnPIB_{real}_t$	-5.097	0.0000
$\Delta LnPIB_{pc}_t$	-6.089	0.0000
$\Delta \frac{LnActivos_t}{PIB_t}$	-7.123	0.0000
$\Delta TT_t$	-7.371	0.0000
$\Delta Opennes_t$	-5.318	0.0000
$IP_t$	-3.348	0.0006
$\Delta \frac{G_t}{PIB_t}$	-5.136	0.0000
$\Delta IT_t$	-3.370	0.0005

Fuente: Elaboración propia.

El test ADF tiene como hipótesis nula que las series presentan raíz unitaria, por lo que rechazar la hipótesis nula quiere decir que las series son estacionarias. Vemos que para todas las series se rechaza la hipótesis nula al 99% de confianza, excepto  $\Delta Exp_{vida}_t$  donde se rechaza la nula al 95%, por lo que todas las series son estacionarias.

De esta forma, se realiza el test de cointegración propuesta por Engle & Granger (1986), donde se testea si una combinación lineal de las series resulta ser integrada de orden 0. Para ello, se utiliza el test de raíz unitaria ADF y el estadístico Durbin Watson (DW) sobre los residuos de la regresión. Además, Engle & Granger postulan que, si el valor de DW excede 0,386, se rechaza la hipótesis nula y no se puede descartar el hecho de que las series cointegren.

El valor del estadístico DW para la ecuación (1) de este informe es igual a 2,40. A su vez, al realizar el test ADF también se rechaza la hipótesis nula de que no cointegran, con un p-value igual a 0,001, por lo que concluimos que el ahorro previsional sí cointegra con la inversión doméstica, de forma que la relación entre ambos no es espuria.

Por otro lado, para la ecuación (2), el valor del estadístico DW es igual a 1,88 y el test ADF entrega un p-value igual a 0,00, por lo que los activos administrados por los fondos de pensiones y el PIB per cápita real cointegran.

Por último, para la ecuación (3), el valor del estadístico DW es igual a 1,73 y el test ADF entrega un p-value igual a 0,00, por lo que los activos administrados por los fondos de pensiones y el PIB real también cointegran.

Por otra parte, para las especificaciones econométricas utilizadas con las series de datos de frecuencia anual, la aplicación del procedimiento anterior para verificar cointegración indica que, para la ecuación (4), el valor del estadístico DW y el p-value del test ADF son 1,63 y 0,005, respectivamente. Para la ecuación (5), tales valores son 1,14 y 0,00, mientras que para la ecuación (6) los valores son 1,1 y 0,00. Todo esto indica que no existe evidencia estadística que respalde el hecho de que las relaciones encontradas en este documento sean espurias.