

# UN ESTUDIO DEL AHORRO AGREGADO POR AGENTES ECONÓMICOS EN CHILE

Herman Bennett

*Massachusetts Institute of Technology*

Norman Loayza

*Banco Mundial*

Klaus Schmidt-Hebbel

*Banco Central de Chile*

La notable alza de las tasas de ahorro privado y público desde comienzos de los años 80 en Chile ha despertado considerable interés (véanse los gráficos 1 y 2). Este interés se ha reflejado tanto en discusiones de política económica como en trabajos académicos. Entre ellos, Morandé (1998) y Agosín (1999) se proponen explicar lo que el segundo autor llama “el milagro de ahorro en Chile”. Ambos sostienen que el crecimiento del ingreso en la segunda mitad de los años 80 y comienzos de los 90 ha sido causa fundamental para este logro. Ante la conclusión de que el ahorro empresarial ha sido el factor más importante del cambio en el ahorro agregado, Agosín (1999) postula que las políticas orientadas a fomentar la inversión también serían promotoras del ahorro. Por su parte, Morandé (1998) encuentra que las restricciones de financiamiento externo en los años 80 y, particularmente, la reforma pensional también condujeron a un mayor ahorro nacional.

Por otra parte, y paradójicamente, la caída del ahorro voluntario de los hogares durante el mismo período de auge del ahorro privado

Este trabajo fue escrito cuando Herman Bennett y Norman Loayza estaban afiliados al Banco Central de Chile.

Agradecemos los comentarios de Patricio Arrau y de los demás participantes en el Cuarto Seminario Anual de Macroeconomía: “Análisis empírico del ahorro en Chile”. Las opiniones y resultados presentados en el trabajo son responsabilidad exclusiva de los autores.

*Análisis empírico del ahorro en Chile*, editado por Felipe Morandé y Rodrigo Vergara, Santiago, Chile. © 2001 Banco Central de Chile.

(véanse los gráficos 1 y 4) también ha provocado una incipiente línea de investigación. Partiendo de información de encuestas a hogares, Butelmann y Gallego (2000 y 2001) presentan hechos estilizados sobre los patrones en el tiempo y las relaciones del ahorro de hogares con variables como edad, educación e ingreso. Aunque el trabajar con secciones transversales correspondientes sólo a 1988 y 1996-1997 no les permite a Butelmann y Gallego estudiar la evolución completa del ahorro voluntario de los hogares en su período de mayor transformación, los hechos estilizados que presentan pueden servir para hacer inferencias al respecto. Coronado (1998) también usa datos microeconómicos a nivel de hogares y encuentra un efecto importante de la privatización del sistema pensional en el comportamiento del ahorro voluntario de las familias.

Mediante el presente trabajo, pretendemos estudiar las relaciones de las tasas de ahorro en Chile con diversas variables económicas y demográficas del país. Sin restar méritos a los estudios basados en datos microeconómicos, nuestro enfoque será analizar el ahorro agregado por agentes económicos. En este sentido, nuestro trabajo continúa una fructífera línea de investigación, entre cuyos estudios se destacan los de Agosín (1999) para Chile, Aron y Muellbauer (2000) para Sudáfrica, Burnside (1998) para México, Denizer y Wolf (2000) para los países del ex bloque soviético, Kraay (2000) para China, Loayza y Shankar (2000) para India, y López y Ortega (1998) para Colombia.

De esta manera, estudiaremos el comportamiento en Chile, en el período 1960-1997, de la tasa de ahorro privado, de sus componentes de empresas y hogares, y de la tasa de ahorro público. Examinaremos la relación de estas tasas con variables sugeridas por las teorías de consumo y ahorro recientes, tales como el ingreso per cápita, la tasa de dependencia demográfica, la tasa de interés, y el nivel de profundidad comercial y financiera. No menos importante, estudiaremos también las relaciones de compensación que existen entre los distintos componentes del ahorro nacional. Entre estas relaciones de compensación destacan la equivalencia ricardiana (entre ahorro público y privado), la del velo corporativo (entre ahorro de hogares y empresas), y la del sistema pensional (entre ahorro de hogares voluntario y forzoso).

Como en la mayoría de los estudios empíricos de ahorro a nivel agregado, no utilizaremos regresiones derivadas de modelos estructurales, pues éstas nos limitarían en cuanto a la diversidad de variables que quisiéramos considerar. En vez de regresiones estructurales,

estimaremos regresiones en forma reducida con las distintas tasas de ahorro como variables dependientes. Aunque el énfasis del estudio está en examinar relaciones de largo plazo, permitiremos que exista una dinámica de ajuste de corto plazo; con ello buscamos reducir sesgos en la estimación del estado estacionario. La técnica de estimación que utilizamos es una aplicación de la metodología recientemente propuesta por Pesaran (1997) y Pesaran y Shin (1997). Bajo supuestos razonables, esta metodología entrega la estimación de relaciones de largo plazo entre variables tanto estacionarias como integradas, permitiendo además una dinámica de corto plazo.

Sumado a la técnica de estimación, el valor agregado de este trabajo radica en proveer unas medidas de ahorro novedosas. Además de las medidas convencionales de cuentas nacionales, proponemos y utilizamos medidas de ahorro que toman en consideración el cambio en la riqueza producido por las compras de bienes durables, el gasto en educación (que genera capital humano), y la erosión del valor de activos monetarios que acarrea la inflación. Estos ajustes graduales a las medidas convencionales de ahorro debieran acercarnos a un concepto económicamente correcto de ahorro como cambio en la riqueza neta.

El resto del artículo se organiza del siguiente modo. La sección 1 presenta y discute los datos de ahorro agregado por agentes económicos, sus ajustes correspondientes, así como las series de variables económicas y demográficas con las que se relaciona el ahorro. La sección 2 expone de modo sintético la metodología econométrica. La sección 3 presenta los resultados para la tasa de ahorro privado, la tasa de ahorro voluntario de hogares, la tasa de ahorro empresarial, y la tasa de ahorro público. La sección 4 concluye resumiendo las principales lecciones del trabajo.

## **1. LAS SERIES DE INFORMACIÓN ESTADÍSTICA**

Las series de ahorro utilizadas en este trabajo provienen de Bennett, Schmidt-Hebbel y Soto (2000). En dicho estudio se construyen series anuales de ahorro por sectores para el período 1960-1997. La desagregación incluye el ahorro del sector externo, del gobierno general, de las empresas públicas, del Banco Central, de las empresas privadas, forzoso de hogares y voluntario de hogares. De esta información se utiliza aquí el ahorro del sector público agregado (gobierno general, empresas públicas y Banco Central), del sector

privado agregado y desagregado (empresas privadas, hogares forzoso y hogares voluntario) y del sector externo.

Las medidas convencionales de ahorro (generalmente utilizadas en los distintos estudios del tema) se complementan aquí con otras series, menos convencionales, que llevan a medidas más amplias y económicamente relevantes del esfuerzo de ahorro. Estas medidas complementarias de ahorro son series de gasto en educación y gasto en bienes durables. Además, se considera un ajuste de la serie convencional por pérdidas o ganancias de capital asociadas a la inflación, las cuales afectan a la medición del ahorro de los sectores público y privado.

Las series de consumo público y privado en educación para el período 1974-1997 se obtienen de los anuarios de cuentas nacionales del Banco Central de Chile (BCCh). Los datos para el período 1960-1973 son de elaboración propia<sup>1</sup>. Por su parte, la serie de gasto privado en bienes durables se construye a partir de los datos de Gallego y Soto (2000) y Haindl y Fuentes (1986)<sup>2</sup>. Finalmente las series de pérdidas y ganancias de capital asociadas a la inflación se obtienen también de Bennett, Schmidt-Hebbel y Soto (2000).

Para las estimaciones econométricas se utilizan las series de ahorro privado y de ahorro de las empresas privadas como fracción del nivel de ingreso disponible nacional. Por su parte, las series de ahorro de hogares (voluntario y forzoso) y de ahorro público se miden como fracción del nivel de ingreso disponible de hogares y público, respectivamente. La serie de ingreso nacional disponible es publicada por el Departamento de Cuentas Nacionales del BCCh, mientras que las series de ingreso de los hogares y del sector público se obtienen de Bennett, Schmidt-Hebbel y Soto (2000).

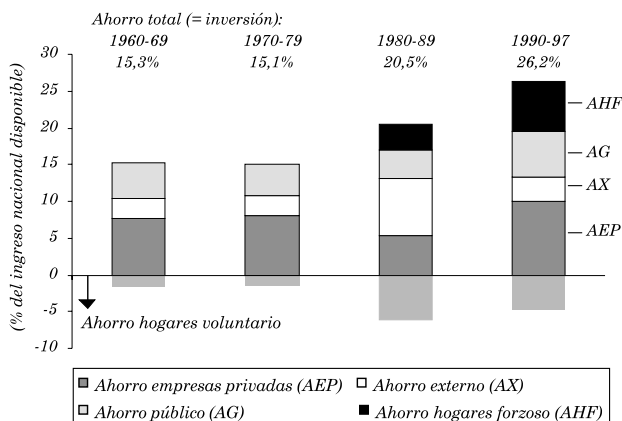
## **1.1 Evolución temporal del ahorro privado, sus componentes y definiciones alternativas**

Los siguientes gráficos muestran la evolución de las principales variables de ahorro consideradas. El gráfico 1 y el cuadro 1 presentan

1. Se estiman las series reales de consumo en educación privado y público utilizando índices de cantidad de alumnos. Luego, en base a la evolución del IPC, del deflactor del gasto de gobierno, del índice salario nominal total y del índice salario nominal de servicios comunales, se estima el deflactor correspondiente para cada sector (público y privado). Finalmente, con las series reales y el deflactor correspondiente se construyen las series nominales.

2. No hay disponible una serie de gasto en durables para el sector público. Sin embargo, cabe notar que, de acuerdo con la contabilidad del sector público, la compra de bienes durables (los autos son los más significativos) no está considerada como consumo, sino como inversión.

**Gráfico 1. Tasa de ahorro en Chile: total y por agente**



Fuente: Elaboración propia usando Bennett, Schmidt-Hebbel y Soto (2000).

**Cuadro 1. Tasa de ahorro en Chile: total y por agente económico, 1960-1997 (como porcentaje del ingreso nacional disponible)**

	1960-69	1970-79	1980-89	1990-97
Ahorro externo (AX)	2,7	2,9	7,7	3,3
Ahorro nacional	12,6	12,2	12,7	22,9
Ahorro público (AG)	4,9	4,2	3,9	6,2
Ahorro empresas privadas (AEMP)	9,4	9,5	11,4	14,7
Ahorro hogares forzoso (AHF)	0,0	0,0	3,4	6,7
Ahorro hogares voluntario (AHV)	-1,7	-1,5	-6,1	-4,7
Ahorro total (=Inversión)	15,3	15,1	20,5	26,2

Fuente: Elaboración propia usando Bennett, Schmidt-Hebbel y Soto (2000).

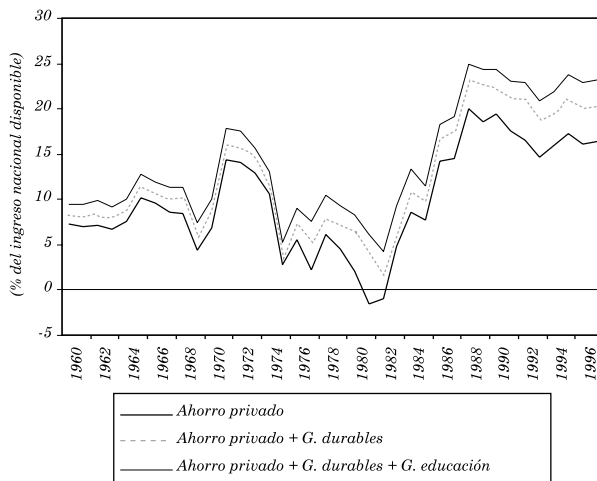
la evolución por decenios de las tasas de ahorro agregado y por sectores, como fracción del ingreso nacional disponible. Se destaca con claridad el aumento del ahorro total en los años 1980 y 1990 respecto del nivel relativamente más estable y significativamente

más bajo de los años 1960 y 1970. La importancia de los respectivos sectores o agentes económicos en el ahorro total se presenta como segmentos en las columnas de cada decenio. Cada segmento representa el ahorro como fracción del ingreso nacional disponible de un determinado agente económico: ahorro externo, ahorro público, ahorro de empresas privadas y ahorro de hogares forzoso y voluntario. Con propósitos ilustrativos, el ahorro de hogares voluntario, que siempre es negativo, se presenta como una porción que se sustrae del ahorro de las empresas, correspondiendo entonces al segmento de la columna que está por debajo del eje horizontal.

Las principales observaciones del análisis desagregado que a nuestro juicio se deben destacar son las siguientes. Primero, el alto endeudamiento externo en que incurrió la economía en los años 1980, concentrado principalmente en la primera mitad de la década. Segundo, el aumento del ahorro público durante los 1990: 60% respecto de la década anterior y 27% respecto del promedio durante los 1960. Tercero, la similitud entre la evolución del ahorro de las empresas privadas y el ahorro total: aumento del ahorro total y de empresas privadas en los 80 y en los 90 respecto de un nivel relativamente estable durante las décadas del 60 y del 70. Finalmente, resalta la evolución del ahorro de los hogares agregado (voluntario más forzoso), el cual sólo en los 1990 alcanza cifras positivas. Además de las series convencionales de cuentas nacionales del ahorro privado, presentamos a continuación series más amplias, que incluyen el gasto en educación y en bienes de consumo durables, como también el ajuste por ganancias y pérdidas por inflación (GNC). Los gráficos 2 y 3 muestran la evolución de estas distintas definiciones de ahorro privado. El cuadro 2 muestra las correlaciones simples y los estadísticos descriptivos de las series de ahorro convencionales y las medidas complementarias.

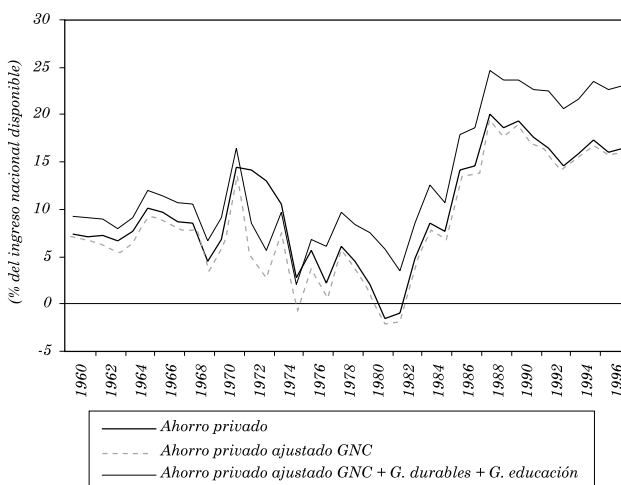
El gráfico 2 muestra tres medidas de ahorro privado: i) convencional, ii) agregando gasto en durables, y iii) agregando gasto en durables y en educación. Se observan significativos cambios en niveles, aunque el componente cíclico de las series es relativamente similar. Cabe destacar el aumento en gasto de durables durante los períodos de auge económico (principios de los ochenta y durante los noventa). En el gráfico 3 se observa la magnitud de las ganancias de capital asociadas a la variación en el nivel de

**Gráfico 2. Tasa de ahorro privado: definiciones alternativas**



Fuente: Elaboración propia.

**Gráfico 3. Tasa de ahorro privado: definiciones alternativas ajustadas por ganancias de capital**



Fuente: Elaboración propia.

**Cuadro 2. Correlaciones simples y estadísticos descriptivos de las series de ahorro consideradas (como % del ingreso nacional disponible)<sup>a</sup>**

	<i>AP</i>	<i>D</i>	<i>E</i>	<i>GNC</i>	<i>AG</i>	<i>AHV</i>	<i>AHF</i>	<i>AEMP</i>
Ahorro privado (AP)	1,000	0,305	0,012	-0,028	-0,246	0,305	0,689	0,721
Gasto en durables (D)	0,305	1,000	0,597	0,326	0,327	-0,472	0,687	0,445
Gasto en educación privada (E)	0,012	0,597	1,000	0,215	0,147	-0,371	0,485	0,030
Ganancias netas de capital (GNC)	-0,028	0,326	0,215	1,000	0,555	-0,543	0,331	0,271
Ahorro público (AG)	-0,246	0,327	0,147	0,555	1,000	-0,480	0,011	0,112
Ahorro hogares voluntario (AHV)	0,305	-0,472	-0,371	-0,543	-0,480	1,000	-0,311	-0,333
Ahorro hogares forzoso (AHF)	0,689	0,687	0,485	0,331	0,011	-0,311	1,000	0,635
Ahorro empresas privadas (AEMP)	0,721	0,445	0,030	0,271	0,112	-0,333	0,635	1,000
Promedio	0,100	0,024	0,018	-0,013	0,047	-0,034	0,023	0,111
Media	0,086	0,020	0,018	-0,007	0,057	-0,037	0,000	0,102
Máximo	0,201	0,054	0,028	-0,002	0,122	0,080	0,085	0,216
Mínimo	-0,015	0,007	0,012	-0,100	-0,077	-0,104	0,000	0,054
Error estándar	0,058	0,012	0,005	0,021	0,042	0,039	0,029	0,037

Fuente: Elaboración propia.

a. Para coeficientes de correlación mayores que 0,15 (en valor absoluto), se rechaza al 5% la hipótesis nula de no correlación entre las series (n = 38).

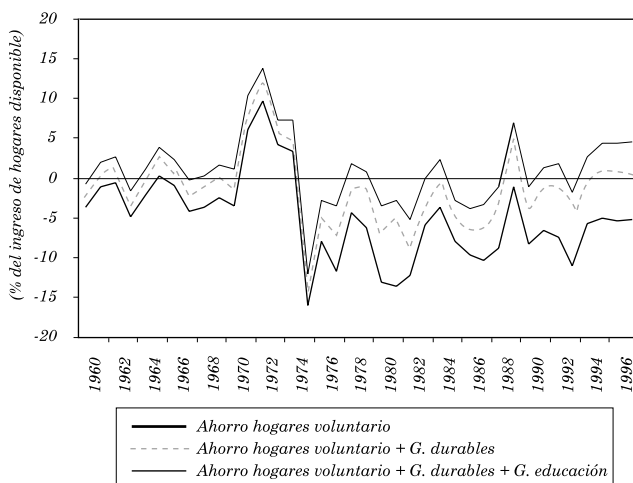


precios, la cual toma mayor importancia en períodos de alta inflación, como el de principio de los setenta.

Al igual que en el caso del ahorro privado, la definición del ahorro de hogares voluntario puede ampliarse incluyendo gastos en durables y en educación (no existe un cálculo desagregado para los hogares de las ganancias/pérdidas de capital debidas a la inflación). El gráfico 4 muestra las series correspondientes, esta vez como porcentaje del ingreso de hogares disponible. Se repiten las características observadas entre las distintas series de ahorro privado: cambio en nivel, pero tendencia cíclica similar y expansión de gasto en durables en momentos de auge económico.

En cuanto al ahorro de empresas privadas, estudiaremos su comportamiento sólo utilizando la definición convencional del ahorro. Por su parte, estudiaremos el ahorro público en su definición convencional y en la definición que agrega el gasto público en educación.

**Gráfico 4. Tasa de ahorro hogares voluntario: definiciones alternativas**



Fuente: Elaboración propia usando Bennett, Schmidt-Hebbel y Soto (2000).

## 1.2 Datos de las variables postuladas como determinantes del ahorro

En las estimaciones econométricas, las siguientes series se utilizarán como variables explicatorias del ahorro:

- Profundidad financiera (*pfm*). Corresponde al índice de actividad del mercado bancario, publicado en Gallego y Loayza (2000).

- Liberalización comercial (*libc*). Exportaciones más importaciones como % del PIB (en términos reales).

- Ingreso nacional per cápita (*inpc*). Ingreso nacional disponible dividido por población total.

- Tasa de dependencia (*dep*). Razón entre población menor de 15 años más población mayor de 65 años a población entre 15 y 65 años.

- Tasa de interés real (*r*). Tasa de captación real 90/360. Para el período 1960-1976 se empalma con los datos presentados en Braun y otros (2000).

- Tasa de desempleo (*u*). Tasa promedio anual de desempleo Gran Santiago (U. de Chile).

- Crecimiento mundial (*tcg*). Tasa de crecimiento de los países industrializados.

- Impuesto a las personas (*tper*). Corresponde a la tasa marginal (máxima) del impuesto a las personas.

- Impuesto a las empresas (*temp*). Corresponde a la tasa de impuesto a las utilidades retenidas de las empresas.

- Diferencial de impuesto (*tdif*). Corresponde a la diferencia entre la tasa de impuesto a las personas y a las empresas.

Inversión total (*it*). Corresponde a la formación de capital total de la economía.

- Índice de orientación política (*pol*). Toma el valor 0 para los gobiernos de derecha, Alessandri (1960-1964) y Pinochet (1974-1990); 1 para los gobiernos de centro, Frei (1965-1970) y Concertación (1991-1997); y 2 para los gobiernos de izquierda, Allende (1971-1973).

- Precio del cobre (*cu*). Precio del cobre (Bolsa de Metales de Londres).

- Dummy de elecciones (*elec*). Toma el valor 1 para los años en que hubo elecciones presidenciales, parlamentarias o municipales.

## **2. METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA**

El desafío econométrico que enfrentamos es doble. Primero, debemos estimar relaciones de largo y corto plazo sin observar directamente los componentes de largo y corto plazo de las variables involucradas en las ecuaciones de ahorro. Y segundo, debemos considerar relaciones entre variables con distintas características de estacionariedad, específicamente, variables integradas de órdenes cero y uno (por ejemplo, la tasa de ahorro y el nivel de ingreso per cápita, respectivamente). En la última década, una creciente literatura de cointegración se ha enfocado en la estimación de relaciones de largo plazo entre variables integradas de orden 1 (Johansen, 1995; y Phillips y Hansen, 1990). Aunque esta literatura nos ayuda a enfrentar el primer desafío, no nos permite hacer frente al segundo.

Afortunadamente, en los últimos años se ha desarrollado un método que propone la estimación de relaciones de largo plazo entre variables de distinto orden de integración. Este método, propuesto por H. Pesaran y coautores, se basa en métodos estándares de estimación e inferencia una vez cumplidos algunos requisitos de especificación de la ecuación regresional (Pesaran, 1997; Pesaran y Shin, 1999). Los principales requisitos para la validez del método son, primero, que exista una relación de largo plazo entre las variables postuladas, y, segundo, que la especificación dinámica de la ecuación regresional sea tal que el residuo resultante no esté autocorrelacionado ni correlacionado con las variables explicatorias.

En la práctica, entonces, el método de Pesaran consiste de dos etapas. En la primera, o de preestimación, se debe comprobar que su especificación dinámica (fundamentalmente el orden de los rezagos que entran al modelo) es tal que los residuos no estén serialmente correlacionados y que las variables explicatorias sean exógenas. En la segunda etapa, o de estimación, se utiliza el método de máxima verosimilitud para obtener estimados de los coeficientes de corto y largo plazos así como de la velocidad de ajuste en un modelo de corrección de errores. El estimado de la velocidad de ajuste (y su error típico) permiten verificar que hay una relación de largo plazo (estabilidad dinámica). Como se explica a continuación, el modelo de corrección de errores proviene de modelos autorregresivos para las variables dependientes y explicatorias. De allí que Pesaran y coautores llamen a su método *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) *approach*.

Como ilustración, consideremos el siguiente modelo bivariado simple:

$$y_t = a + by_{t-1} + cX_{t-1} + v_t, \quad (1)$$

$$X_t = \gamma + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

donde  $y$  es la variable de decisión y  $X$  es la variable determinante (o *forcing variable*). Asumamos también que los residuos (shocks) tienen las siguientes propiedades en su distribución estadística:

$$\begin{pmatrix} v_t \\ \varepsilon_t \end{pmatrix} \text{ iid}(0, \Sigma), \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{vv} & \sigma_{v\varepsilon} \\ \sigma_{v\varepsilon} & \sigma_{\varepsilon\varepsilon} \end{pmatrix}. \quad (3)$$

El primer punto a notar es que  $X$  no depende de valores pasados de  $y$ . Si se permitiera un proceso más general para  $X$ , la relación de largo plazo entre las variables no sería única. Es decir, ambas variables serían endógenas y se requerirían supuestos adicionales de identificación para poder discernir entre las varias relaciones de largo plazo<sup>3</sup>. Dado que múltiples relaciones de largo plazo están más allá del alcance de este trabajo, restringiremos el proceso dinámico de  $X$  a que sea puramente autorregresivo.

El segundo punto a notar es que la existencia de una relación de largo plazo requiere que el proceso dinámico de  $y$  sea estable, lo que en nuestro ejemplo exige que  $|b| < 1$ . Nótese que una vez que se ha restringido el proceso de  $X$  a ser solamente autorregresivo, la existencia de una relación de largo plazo no depende de si  $X$  es  $I(0)$  o  $I(1)$ ; es decir, no hay una restricción que requiera que  $\rho = 1$ . Pesaran, Shin y Smith (2000) presentan una prueba para la hipótesis de que no hay una relación de largo plazo cuando no se sabe *a priori* si  $X$  es  $I(0)$  o  $I(1)$ . La prueba consiste en examinar la hipótesis nula de que  $b = 1$  contra la alternativa de que  $|b| < 1$ .

A fin de poder derivar una relación de largo plazo entre  $y$  y  $X$ , debemos obtener una regresión dinámica en la que, primero, los residuos no estén autocorrelacionados y los regresores,  $X$ , sean *estrictamente* exógenos (es decir, no correlacionados con los residuos pasados, presentes o futuros). Dados los supuestos sobre las propiedades de la distribución estadística de los residuos  $v$  y  $\varepsilon$  (ecuación 3),

3. Ver Pesaran y Shin (1999).

nuestro ejemplo cumple con el primer prerrequisito. Si no fuese así, tendríamos que aumentar el orden de los rezagos en (1) y (2) hasta que los residuos sean independientes serialmente (Pesaran y Shin, 1999). Sin embargo, nuestro ejemplo no cumple con el segundo prerrequisito, dado que  $X$  no es *estrictamente* exógeno, pues la correlación entre los residuos  $v$  y  $\varepsilon$  implica una correlación contemporánea entre  $y$  y  $X$ . Como se explica en Pesaran y Shin (1999), la manera de corregir por este *feedback* contemporáneo es también aumentar la especificación dinámica en (1). El propósito de aumentar la ecuación regresional es reemplazar el residuo correlacionado  $v$  con un predictor lineal basado en observaciones pasadas y futuras de  $X$  y un nuevo residuo que por construcción sea independiente de  $X$ . En nuestro ejemplo simple, modelamos la correlación contemporánea entre  $v_t$  y  $\varepsilon_t$  con una regresión lineal de  $v_t$  sobre  $\varepsilon_t$ , de la siguiente manera:

$$v_t = \left( \frac{\sigma_{v\varepsilon}}{\sigma_{\varepsilon\varepsilon}} \right) \varepsilon_t + \eta_t, \tag{4}$$

donde  $(\sigma_{v\varepsilon} / \sigma_{\varepsilon\varepsilon})$  representa el coeficiente poblacional de la regresión, y  $\eta_t$  está distribuido independientemente de  $\varepsilon_t$ .

Substituyamos la ecuación (4) para  $v_t$  en la (1). Entonces, usando el proceso autorregresivo de  $X$ , expresemos  $\varepsilon_t$  en términos de  $X_t$  y  $X_{t-1}$ . La regresión resultante es un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL) para  $y$ , del cual podemos derivar una relación de largo plazo. El proceso resultante para  $y$ , ARDL (1,1), está dado por

$$y_t = \left( a - \gamma \frac{\sigma_{v\varepsilon}}{\sigma_{\varepsilon\varepsilon}} \right) + b y_{t-1} + \left( \frac{\sigma_{v\varepsilon}}{\sigma_{\varepsilon\varepsilon}} \right) X_t + \left( c - \rho \frac{\sigma_{v\varepsilon}}{\sigma_{\varepsilon\varepsilon}} \right) X_{t-1} + \eta_t. \tag{5}$$

Nótese que el proceso original para  $y$  (ecuación 1) está ahora "aumentado" con la inclusión de un regresor adicional  $X_t$ .

El modelo de corrección de error (ECM) que se deriva del ARDL (1,1) dado arriba se puede expresar como

$$\Delta y_t = -(1-b) \left[ y_{t-1} - \left( \frac{a - \gamma \frac{\sigma_{v\varepsilon}}{\sigma_{\varepsilon\varepsilon}}}{1-b} \right) - \left( \frac{c + \frac{\sigma_{v\varepsilon}}{\sigma_{\varepsilon\varepsilon}} (1-\rho)}{1-b} \right) X_{t-1} \right] + \left( \frac{\sigma_{v\varepsilon}}{\sigma_{\varepsilon\varepsilon}} \right) \Delta X_t + \eta_t, \tag{6}$$

donde la expresión en paréntesis cuadrados es el término de corrección de error y  $(1 - b)$  es la velocidad de ajuste.

Por lo tanto, la relación de largo plazo (estado estacionario) que el sistema dinámico de la ecuaciones (1) – (4) implica, está dada por

$$y^* = \left( \frac{a - \gamma \frac{\sigma_{ve}}{\sigma_{\varepsilon\varepsilon}}}{1 - b} \right) + \left( \frac{c + \frac{\sigma_{ve}}{\sigma_{\varepsilon\varepsilon}}(1 - \rho)}{1 - b} \right) X^* + \eta^*, \quad (7)$$

o, de manera compacta,  $y^* = \alpha + \beta X^* + \eta^*$

La presentación de este modelo simple ha servido para destacar los supuestos y propiedades del método ARDL propuesto por Pesaran y Smith (1995), Pesaran (1997), y Pesaran y Shin (1999) para la estimación de una relación de largo plazo. La ventaja de este método es que se pueden usar métodos normales de estimación e inferencia sin importar si los regresores son estacionarios o integrados. El supuesto principal es que existe una relación de largo plazo entre la variable de decisión y las determinantes. Los prerrequisitos para una estimación consistente y eficiente son que los shocks en la especificación dinámica no estén autocorrelacionados y que las variables explicatorias sean estrictamente exógenas. Como indicamos, estos prerrequisitos se pueden cumplir aumentando suficientemente el orden de los rezagos de la ecuación regresional dinámica. La ecuación resultante generalmente seguirá un proceso ARDL (p, q). Por lo tanto, es de importancia crítica que el orden del proceso ARDL sea apropiado. Para fines prácticos, Pesaran y Shin (1999) recomiendan un procedimiento en dos etapas: primero, seleccionar el orden del ARDL utilizando un criterio de información consistente. En este trabajo utilizamos el criterio de información de Schwartz-Bayes (SBC). Segundo, estimar y probar el modelo de corrección de error correspondiente con métodos estándares. Para este trabajo utilizamos la rutina de estimación e inferencia disponible en el paquete estadístico *Microfit*.

### 3. RESULTADOS EMPÍRICOS

En esta sección se analiza el comportamiento del ahorro privado, del voluntario de hogares, del ahorro de empresas privadas y finalmente del ahorro del sector público consolidado en Chile

durante las cuatro últimas décadas (1960-1997). Para este fin, hacemos uso de las series sectoriales presentadas en la sección 1 y de la técnica de estimación dinámica descrita en la sección 2.

### **3.1 Ahorro privado**

Los estudios internacionales recientes identifican un número de variables significativas en estimaciones empíricas del ahorro privado, consistentes con diversas hipótesis de comportamiento del consumo. En un estudio internacional reciente sobre la tasa de ahorro privado, basado en estimaciones de paneles dinámicos para 69 países y 30 años, Loayza, Schmidt-Hebbel y Servén (2000) identifican los siguientes determinantes significativos del ahorro privado a nivel mundial: el nivel y la tasa de crecimiento del ingreso per cápita, la tasa de interés real (con signo negativo), la profundidad financiera representada por la razón M2/PIB, los términos de intercambio, la tasa de urbanización, las tasas de dependencia respecto de la población joven y anciana, el ahorro público, las restricciones crediticias representadas (inversamente) por el flujo de crédito bancario al sector privado y la incertidumbre macroeconómica aproximada por la tasa de inflación<sup>4</sup>.

A continuación presentaremos ecuaciones de comportamiento (en forma reducida) para el ahorro que siguen de cerca las especificaciones de los recientes estudios internacionales, pero adaptándolas a la variedad de series de ahorro sectoriales con las que contamos. A diferencia de la gran mayoría de los países en desarrollo, estas nuevas series sectoriales están disponibles para Chile. La frecuencia de los datos es anual y el período de cobertura es de 1960 a 1997.

La estrategia de especificación y estimación consiste en examinar cómo responde el ahorro privado en Chile a los determinantes del ahorro usualmente considerados por la teoría económica y por la evidencia empírica. Además, probamos la robustez de los resultados obtenidos, utilizando medidas alternativas para el ahorro privado, que amplían o corrigen las medidas convencionales.

4. Esta gran variedad de determinantes significativos del ahorro contrasta con el estudio de Haque, Pesaran y Sharma (2000), quienes, con la metodología que describimos en la sección 2, estiman un modelo para el ahorro privado en los países de la OECD. Estos autores concluyen que ninguna de las variables convencionales es significativa en su muestra, con excepción del ahorro público, el gasto público y los términos de intercambio.

A continuación se presenta una especificación para la relación de largo plazo de la tasa de ahorro privado (la suma del ahorro voluntario y forzoso de hogares y del ahorro de empresas privadas):

$$ap = \beta_0 + \beta_1 ag + \beta_2 tci + \beta_3 libc + \beta_4 pfin + \beta_5 inpc + \beta_6 r + \beta_7 dep + \beta_8 temp + \beta_9 tper + \varepsilon, \quad (8)$$

donde *ap* es el ahorro total del sector privado consolidado y *ag* el ahorro del sector público consolidado, ambos como razón del ingreso disponible nacional; *tci* es la tasa de crecimiento real del PIB de los países industriales; *libc* es un índice de liberalización comercial; *pfin* es una medida de profundidad financiera; *inpc* es el ingreso nacional per cápita real, *r* la tasa de interés real; *dep* la tasa de dependencia; *temp* es la tasa de impuestos a las utilidades retenidas de las empresas; y *tper* es la tasa de impuestos a las personas (para un mayor detalle de las variables, ver sección 1).

Esta ecuación permite examinar la hipótesis ricardiana para el ahorro del sector privado consolidado. Además, permite estudiar los efectos potenciales de variables que afectan al perfil intertemporal de ingresos, como la tasa de interés real, las tasas de impuestos y el propio ingreso per cápita; de variables demográficas, como la tasa de dependencia de jóvenes y ancianos; así como de variables que indican la perfección de mercados, como los índices de liberalización comercial y liberalización financiera. Adicionalmente se incluye en la regresión el crecimiento de los países industriales como indicador de la oferta internacional de capitales de la tasa de ahorro externo (la que no se incluye directamente debido a su fuerte endogeneidad respecto del ahorro privado).

El cuadro 3 presenta la estimación de la relación de largo plazo del ARDL de la ecuación (8). En este cuadro se presentan las distintas definiciones de ahorro utilizadas: convencional (*ap*), más gastos en educación (*ape*), más gastos en durables (*apd*), estas dos últimas agregadas (*aped*), más ganancias netas de capital producto de la inflación (*apk*) y por último una definición completa que agrega todos los elementos descritos anteriormente (*apedk*). Antes de presentar los coeficientes estimados, es necesario destacar que el sistema dinámico implícito en cada una de las regresiones es estable, lo cual revela la existencia de una relación de largo plazo entre el ahorro privado y sus variables determinantes. La estabilidad del sistema dinámico se comprueba cuando el coeficiente del término de corrección de error (TCE) es estadísticamente negativo (si el modelo requirió por lo menos un rezago de la variable dependiente) o exactamente igual a  $-1$  (si el modelo no contiene tal rezago) (véase Pesaran, Shin y Smith 2000).



**Cuadro 3. Seis medidas alternativas de la tasa de ahorro privado como razón del ingreso nacional disponible en Chile, 1960-1997 (estimación de largo plazo ARDL dinámica)<sup>a</sup>**

<i>Medida de tasa de ahorro privado (ap)</i>	<i>ap</i>	<i>ap+ educación (e)</i>	<i>ap+ durables (d)</i>	<i>ap+ e + d</i>	<i>ap + GNC<sup>e</sup></i>	<i>ap + GNC<sup>e</sup> + e + d</i>
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
Ahorro público ( <i>ag</i> ) <sup>b</sup>	-0,53 (-1,86)	-0,57 (-2,08)	-0,49 (-2,15)	-0,54 (-2,46)	-0,36 (-1,88)	-0,46 (-2,44)
Crecimiento mundial ( <i>tci</i> )	-0,002 (-0,24)	-0,004 (-0,64)	-0,01 (-1,29)	-0,01 (-1,62)	-0,002 (-0,57)	-0,02 (-2,51)
Liberalización comercial ( <i>libc</i> )	-1,31 (-2,68)	-1,26 (-2,75)	-0,94 (-2,18)	-0,88 (-2,21)	-0,60 (-2,19)	-0,58 (-2,18)
Profundidad financiera ( <i>pfin</i> )	-0,01 (-0,26)	-0,02 (-0,41)	-0,07 (-1,71)	-0,07 (-1,86)	-0,01 (-0,47)	-0,07 (-2,26)
Ingreso nacional per cápita ( <i>inpc</i> )	1,40 (2,87)	1,44 (3,12)	1,29 (3,14)	1,31 (3,39)	0,77 (2,82)	1,04 (3,90)
Tasa de dependencia ( <i>dep</i> )	-3,94 (-2,73)	-3,86 (-2,89)	-3,43 (-2,65)	-3,32 (-2,79)	-1,80 (-2,40)	-2,23 (-2,86)
Tasa de interés real ( <i>r</i> )	0,17 (1,32)	0,19 (1,56)	0,09 (0,87)	0,11 (1,13)	0,08 (1,19)	0,12 (2,07)
Tasa de impuesto a las empresas ( <i>temp</i> )	-0,11 (-1,69)	-0,10 (-1,53)	-0,17 (-2,59)	-0,15 (-2,51)	-0,22 (-6,23)	-0,21 (-5,09)
Tasa de impuesto a las Personas ( <i>tper</i> )	-0,05 (-0,53)	-0,04 (-0,42)	-0,06 (-0,75)	-0,04 (-0,57)	0,02 (0,43)	-0,02 (-0,39)
Constante	2,04 (2,88)	2,01 (3,05)	1,79 (2,87)	1,74 (3,02)	0,98 (2,64)	1,22 (3,25)
$R^2$ <sup>c</sup>	0,93	0,93	0,96	0,96	0,92	0,96
Valor p (test <i>F</i> de diagnóstico) <sup>c,d</sup>						
(a) Correlación serial	0,16	0,18	0,35	0,36	0,88	0,84
(b) Heterocedasticidad	0,46	0,48	0,62	0,60	0,58	0,87
TCE (-1) <sup>f</sup>	-0,61 (-5,21)	-0,67 (-5,33)	-0,67 (-5,89)	-0,74 (-5,98)	-1,00 n.d.	-1,00 n.d.

Fuente: Elaboración propia.

a. Variable dependiente: tasa de ahorro privado. Tests *t* presentados en paréntesis.

b. Cuando la medida de ahorro privado incluye gastos en educación y/o ganancias netas de capital producto de la inflación, la medida de ahorro público considerada también los incluye consistentemente.

c. Los valores de  $R^2$  y de los tests *F* de diagnóstico se refieren a la estimación ARDL.

d. Los tests *F* tienen como hipótesis nula el supuesto de no autocorrelación y de homocedasticidad respectivamente. Se presentan los valores p.

e. GNC: Ganancias (pérdidas) netas de capital asociadas a la inflación.

f. Coeficiente del término de corrección de error. Un valor estadísticamente negativo implica la estabilidad dinámica del modelo (la existencia de una relación de largo plazo).

La primera impresión de la lectura de los resultados del cuadro 3 es que no todos los resultados son robustos al empleo de medidas alternativas del ahorro privado. Mientras que algunas variables mantienen su signo y grado de significancia al pasar de la medida de ahorro convencional (columna 1) a las medidas más amplias (columnas 2 a 6), otras no lo hacen. En ambos casos, los resultados son interesantes y constituyen en parte el tema de la discusión que se presenta a continuación.

*Equivalencia ricardiana.* Para todas las medidas de ahorro privado (y público) se rechaza la hipótesis de equivalencia ricardiana: el coeficiente estimado del ahorro público es siempre significativamente distinto de 1. Sin embargo, también es significativamente distinto de cero, lo cual sugiere que hay una compensación parcial del ahorro privado frente a cambios en el ahorro público. Agregando el gasto en educación y/o en bienes durables, la magnitud del coeficiente no cambia mayormente. Si el ahorro privado y el ahorro público se corrigen además por las pérdidas y ganancias de capital debidas a la inflación, el coeficiente de compensación ricardiana se reduce ligeramente a 0,46 (columna 6). Considerando un valor promedio de los coeficientes estimados para el ahorro público, el ahorro nacional en su medida más amplia aumentaría en aproximadamente 0,5 pesos por cada peso de mayor ahorro público<sup>5</sup>.

El resultado de que el coeficiente de compensación sea algo menor cuando se utilizan medidas de ahorro ajustadas por inflación puede parecer sorprendente, dado que estos ajustes introducen cambios de igual magnitud pero de sentido inverso en el ahorro privado y en el público. Una posible explicación, aunque algo sutil, es que los flujos de ahorro público y privado (medidos sin ajustar) anticipen las ganancias o pérdidas de capital según les corresponda y reaccionen para revertirlas (parcialmente).

*Crecimiento de los países industriales.* Usado como control de las condiciones externas, aparece con signo negativo, pero de valor no significativo, a excepción de la columna 6. El efecto negativo del

5. El análisis del grado de compensación ricardiana no toma en consideración posibles efectos del nivel de inversión pública sobre las decisiones de ahorro de los agente privados. En otras palabras, está implícito el supuesto de que los proyectos de inversión pública tienen un valor presente neto igual a cero. De igual forma, también se supone que los gastos fiscales considerados para el cálculo de ahorro público no presentan retornos financieros que afecten a los flujos de ingreso públicos.

crecimiento de los países industrializados sobre el ahorro privado puede entenderse como que una mayor disponibilidad de flujos internacionales asociados al crecimiento mundial tiende a reemplazar al ahorro privado doméstico.

*Liberalización comercial.* Se observa un efecto negativo, significativo y bastante robusto de la liberalización comercial sobre el ahorro privado en sus distintas medidas. Su coeficiente tiende a disminuir (en valor absoluto) al ampliarse la medida de ahorro, cayendo de  $-1,31$  en la primera columna a  $-0,58$  en la sexta. Entonces, aunque la liberalización comercial está asociada a un decrecimiento del ahorro privado, esta caída es menos pronunciada cuando se considera que los gastos en bienes durables, así como los gastos en educación y las ganancias de capital, son parte del ahorro. De acuerdo al coeficiente para la medida más amplia de ahorro privado, la apertura comercial chilena realizada entre 1974 y 1997, reflejada en un aumento del índice de liberalización comercial, ha contribuido a reducir el ahorro privado en  $0,26$  como razón del ingreso nacional disponible. Es importante destacar que el coeficiente negativo de la liberalización comercial refleja su efecto *parcial* sobre el ahorro, es decir el que se obtiene controlando por los demás determinantes del ahorro, particularmente el nivel de ingreso per cápita. Como veremos, el ingreso tiene un efecto positivo sobre el ahorro y, entonces, si la liberalización comercial promueve un crecimiento del ingreso, está contribuyendo indirectamente a aumentar el ahorro. Por lo tanto, el efecto total podría tener un valor distinto al efecto parcial. Este comentario es válido para todos los coeficientes analizados, incluyendo el relacionado con la profundización financiera que se discute a continuación.

*Profundización financiera.* Al igual que los resultados de la liberalización comercial, la profundidad financiera presenta efectos negativos sobre el ahorro privado, cuyo tamaño y significancia aumentan mientras más amplia es la medida de ahorro considerada, particularmente cuando se toma al gasto de bienes durables como una forma de ahorro. No es sorprendente que la profundización financiera influya negativamente sobre la tasa de ahorro privado, pero sí lo es que el efecto sea mayor cuando el ahorro incluye el gasto en bienes durables. Este tema queda pendiente para la investigación futura.

Considerando el coeficiente de la profundidad financiera en el caso de la medida más amplia de ahorro (columna 6), se puede estimar que el incremento del crédito al sector privado observado en

Chile entre 1977 y 1997 ha contribuido a reducir la tasa de ahorro privado en 0,12 como razón del ingreso nacional disponible. Este cálculo se obtiene en el supuesto de que los demás determinantes del ahorro se mantienen constantes (*ceteris paribus*).

Los resultados relacionados con la liberalización comercial y profundización financiera manifiestan un efecto negativo de las restricciones de los mercados sobre el nivel de consumo de los agentes. Una vez relajadas estas restricciones, el consumo agregado aumenta más que proporcionalmente que el ingreso, reduciéndose entonces la tasa de ahorro.

*Ingreso nacional per cápita.* Se observa un efecto positivo, significativo y robusto del nivel de ingreso nacional per cápita sobre el ahorro privado en todas sus definiciones. Este efecto del ingreso per cápita se puede entender como el efecto conjunto de las variables que reflejan el mayor desarrollo del país. Como lo indican las teorías que reconocen un nivel mínimo de consumo (o de subsistencia), un aumento en el ingreso en un país con cierta población pobre permite que una fracción mayor del ingreso se asigne al ahorro después de haberse satisfecho las necesidades básicas. Con un coeficiente de 1,04, el cambio promedio de la tasa de ingreso nacional per cápita entre los años 1960-1997 ha contribuido a un aumento de 0,34 en la tasa de ahorro privado como razón del ingreso nacional disponible (*ceteris paribus*).

*Tasa de dependencia demográfica.* Al igual que la variable de ingreso per cápita, los resultados asociados a la tasa de dependencia muestran un importante nivel de significancia. Las magnitudes son negativas y robustas a la definición de ahorro considerada. Con un coeficiente de -2,23, el cambio promedio de la tasa de dependencia demográfica entre los años sesenta y los años noventa ha contribuido a un aumento de 0,18 en la tasa de ahorro privada como razón del ingreso nacional disponible (*ceteris paribus*).

*Tasa de interés real.* Los resultados para Chile son consistentes con la evidencia empírica internacional que presenta un efecto ambiguo o no significativo de la tasa de interés real sobre el ahorro privado. Los coeficientes de la tasa de interés real estimados muestran un efecto consistentemente positivo, pero no significativo en las diversas medidas de ahorro privado, excepto la medida más amplia, para la que el efecto sí es significativo. Dado que la tasa real se construye

como la diferencia entre la tasa de interés nominal prevalente y la inflación realizada en el año correspondiente, es posible que el coeficiente positivo de la tasa real refleje en parte un efecto negativo de la inflación sobre el ahorro medido. Esto será cierto en particular cuando la tasa nominal no anticipe correctamente la inflación, y cuando la medida de ahorro esté ajustada por pérdidas de capital inflacionarias.

*Tasas de impuestos.* La tasa de impuestos a las utilidades retenidas de las empresas presenta un efecto negativo y significativo sobre la tasa de ahorro privado. La magnitud de este efecto parece aumentar conforme se expande la medida de ahorro. Es lógico pensar que el impuesto a las utilidades retenidas afecta al ahorro privado a través de su influencia sobre el ahorro de las empresas. Esta posibilidad se examina en la sección sobre ahorro empresarial.

La tasa de impuestos a las personas, por el contrario, no presenta un efecto estadísticamente significativo, aunque su signo es similar al del impuesto a las empresas. Puede parecer sorprendente que los impuestos a las personas y empresas tengan efectos distintos sobre el ahorro privado. En efecto, si el tratamiento tributario a las empresas y personas fuese tal que el impuesto se cobrase en base a las ganancias netas devengadas de los individuos, estas tasas no deberían tener un efecto diferente sobre el ahorro privado. Sin embargo, si existen imperfecciones en el sistema tributario (como el cobro del impuesto a las ganancias realizadas en vez de devengadas) o si los agentes privados no internalizan las actividades financieras de las empresas (no "rasgan el velo corporativo"), entonces se abre la posibilidad de que el diferencial de tasas impositivas tenga un efecto sobre el patrón de consumo y ahorro de las personas<sup>6</sup>.

### **3.2 Ahorro de hogares**

El principal objetivo de esta sección es determinar los coeficientes de compensación entre los distintos componentes del ahorro privado: ahorro de hogares voluntario (*avh*), ahorro de las empresas privadas (*aemp*) y ahorro de hogares forzoso (*afh*). Dado que la variable dependiente en este caso es la tasa de ahorro voluntario de los hogares, los coeficientes de compensación estimados están en referencia a tal variable.

6. Para el período considerado, el rango del impuesto a las utilidades retenidas de las empresas es de 0 a 60%; el del impuesto a las personas es de 30 a 65%, y la diferencia entre el primero y el segundo es de 0 a 50%.

Al igual que para el ahorro privado, se consideran más de una definición de ahorro de hogares voluntario: convencional (*ahv*), más gastos en educación (*ahve*), más gastos en durables (*ahvd*) y estas dos últimas agregadas (*ahved*). (No existe información de ganancias netas de capital por inflación a este nivel de desagregación.)

La ecuación (9) presenta la especificación de la relación de largo plazo estudiada:

$$avh = \alpha_0 + \alpha_1 afh + \alpha_2 aemp + \alpha_3 ag + \alpha_4 ax + \alpha_5 inpc + \alpha_6 dep + \alpha_7 u + \alpha_8 r + \varepsilon, \quad (9)$$

donde *avh*, *afh* y *aemp* están expresadas como razones al ingreso disponible de los hogares, así como también *ag* y *ax* (ahorro externo) por consistencia. Los símbolos de las demás variables explicatorias se definieron previamente, excepto *u*, que significa la tasa de desempleo. Los resultados se muestran en el cuadro 4.

A través de la relación de largo plazo en la ecuación (9), queremos estudiar cómo se compensan entre sí los cambios en el ahorro voluntario, ahorro forzoso y ahorro de las empresas. Las demás variables explicatorias se incluyen en el modelo a fin de controlar por el tamaño del ahorro privado (el cual, por supuesto, representa la suma de los ahorros cuya compensación queremos estudiar). No haremos énfasis en los coeficientes de las variables de control en la regresión de ahorro voluntario, dado que su interpretación es oscura al mantenerse constantes las otras formas de ahorro de los agentes privados (es decir, forzoso y de empresas).

*Velo corporativo.* Los resultados indican que existe una compensación parcial entre el ahorro de hogares y el de las empresas. Para todas las medidas de ahorro voluntario se observa un coeficiente de ahorro de empresas negativo y de magnitud entre 0,56 y 0,48, y con un alto grado de significancia (los estadísticos *t* son superiores a 4,5, en valor absoluto).

*Velo de ahorro forzoso.* Los resultados de la reacción de los hogares son menos robustos en cuanto a su propio ahorro forzoso. Mientras que para las dos primeras medidas de ahorro (el ahorro convencional y la suma de éste con el gasto en educación) el coeficiente del ahorro forzoso es cercano a -0,40 y no significativamente distinto de cero, para las dos siguientes medidas (convencional más durables, y convencional más educación y durables) el coeficiente alcanza a -0,79 y -0,88, respectivamente, y es estadísticamente significativo.

**Cuadro 4. Cuatro medidas alternativas de la tasa de ahorro de hogares voluntario como razón del ingreso de hogares disponible en Chile, 1960-1997 (estimación de largo plazo ARDL dinámica)<sup>a</sup>**

<i>Medida de tasa de ahorro hogares voluntario (ahv)</i>	<i>Ahorro de hogares voluntario</i>	<i>Ahorro de hogares voluntario + educación (e)</i>	<i>Ahorro de hogares voluntario + durables (d)</i>	<i>Ahorro de hogares voluntario + e + d</i>
	[1]	[2]	[3]	[4]
Ahorro hogares forzoso ( <i>ahf</i> )	-0,36 (-1,16)	-0,47 (-1,45)	-0,79 (-2,41)	-0,88 (-2,63)
Ahorro empresas privadas ( <i>aemp</i> )	-0,55 (-4,84)	-0,56 (-4,82)	-0,48 (-4,75)	-0,50 (-4,77)
Ahorro público ( <i>ag</i> )	-0,40 (-4,03)	-0,40 (-3,95)	-0,29 (-3,25)	-0,29 (-3,20)
Ahorro externo ( <i>ax</i> )	-0,53 (-4,08)	-0,54 (-4,08)	-0,54 (-4,26)	-0,55 (-4,21)
Ingreso nacional per cápita ( <i>inpc</i> )	0,03 (0,33)	0,11 (1,12)	0,07 (0,83)	0,15 (1,62)
Tasa de dependencia ( <i>dep</i> )	-0,63 (-1,15)	-0,74 (-1,34)	-1,40 (-2,78)	-1,53 (-2,95)
Tasa de interés real ( <i>r</i> )	-0,15 (-2,13)	-0,13 (-1,75)	-0,11 (-1,56)	-0,08 (-1,19)
Desempleo ( <i>u</i> )	-0,25 (-1,03)	-0,19 (-0,76)	-0,47 (-2,17)	-0,42 (-1,86)
Constante	0,37 (1,33)	0,42 (1,47)	0,72 (2,83)	0,78 (2,96)
$R^{2b}$	0,88	0,86	0,86	0,84
Valor p (test $F$ de diagnóstico) <sup>b,c</sup>				
(a) Correlación serial	0,48	0,32	0,18	0,12
(b) Heterocedasticidad	0,39	0,32	0,61	0,03
TCE (-1) <sup>d</sup>	-1,00 n.d.	-1,00 n.d.	-1,00 n.d.	-1,00 n.d.

Fuente: Elaboración propia.

a. Variable dependiente: tasa de ahorro hogares voluntario. Tests  $t$  presentados en paréntesis.

b. Los valores de  $R^2$  y de los tests  $F$  de diagnóstico se refieren a la estimación ARDL.

c. Los tests  $F$  tienen como hipótesis nula el supuesto de no autocorrelación y de homocedasticidad respectivamente. Se presentan los valores p.

d. Coeficiente del término de corrección de error. Un valor estadísticamente negativo implica la estabilidad dinámica del modelo (la existencia de una relación de largo plazo).

Este resultado indica que el ahorro en bienes durables, y no el ahorro convencional ni tampoco el ahorro en educación, es la forma de ahorro que se reduce preponderantemente en respuesta a un mayor ahorro previsional. Por lo tanto, de acuerdo con estos resultados, la reforma de pensiones de 1981 habría contribuido a elevar la tasa de ahorro convencional de los hogares chilenos —la suma del ahorro voluntario y forzoso— y ello ha ocurrido en parte a través de una disminución relativa del consumo en bienes durables.

### **3.3 Ahorro de empresas privadas**

El objetivo de esta sección es estudiar el ahorro de las empresas. El interés de su estudio radica en el hecho de que el velo corporativo no se penetra por completo (sólo en aproximadamente 50%, según lo estimado en la sección anterior). Esto indica que el ahorro de empresas podría tener un efecto real propio (directo) sobre el nivel de ahorro privado y que su comportamiento no responde sólo a decisiones de cartera de los hogares.

La estimación econométrica se centra principalmente en aquellos determinantes convencionales del ahorro privado que cumplen además con ser variables potencialmente importantes en la decisión de cartera que toman las empresas respecto de sus posibles fuentes de financiamiento (a saber, el ahorro propio basado en utilidades retenidas, el endeudamiento y la emisión de capital accionario). Se consideran las siguientes variables: la profundidad financiera (el volumen de créditos del sistema bancario al sector privado que reduce la necesidad de generar ahorro interno), el crecimiento de los países industrializados (relativo a las condiciones externas sobre la disponibilidad de crédito y capital) y la tasa de interés real (costo alternativo de financiamiento propio y costo efectivo de endeudamiento doméstico).

A las variables anteriores agregamos una medida de la estructura impositiva relevante a fin de incorporar los incentivos tributarios y examinar cómo afectan éstos al ahorro de las empresas privadas. Concretamente, se estudian tres casos: i) el efecto de la tasa marginal de impuesto a las utilidades retenidas de las empresas; ii) el efecto de la diferencia entre la tasa marginal superior de impuesto al ingreso de las personas y la tasa marginal de impuesto a las utilidades retenidas de las empresas y iii) el efecto de las dos tasas impositivas por separado.



Con lo anterior, la especificación para la relación de largo plazo de la tasa de ahorro de las empresas privadas es la siguiente:

$$aemp = \theta_0 + \theta_1 tax + \theta_2 pfin + \theta_3 tci + \theta_4 r + \varepsilon , \quad (10)$$

donde *aemp* es la razón entre el ahorro de las empresas privadas y el ingreso nacional disponible y *tax* representa una medida de la estructura de impuestos relevante para la decisión de ahorro de las empresas. (Para un mayor detalle de las variables, ver secciones 1.2 y 3.1.)

Los resultados de largo plazo para la ecuación (10) presentados en el cuadro 5 (columnas 1, 2 y 3) indican que la mayoría de las variables explicativas no son significativas. Los coeficientes estimados para la profundidad financiera, el crecimiento mundial y la tasa de interés no alcanzan niveles convencionales de significancia estadística. Es por esto que en lo que sigue se les tomará más bien como variables de control dentro del estudio de los efectos tributarios sobre el ahorro de las empresas privadas.

Respecto de la tasa de impuestos a las utilidades retenidas de las empresas, se observa un efecto negativo sobre el nivel de ahorro empresarial (columna 1). Esto puede entenderse por el mayor incentivo a presentar menores niveles de utilidad (disfrazando ingresos o exagerando gastos) y/o por el menor incentivo a retener utilidades dentro de la empresa, producto del menor diferencial entre la tasa de impuestos de las personas y empresas.

Esta última hipótesis se examina incorporando la tasa de impuesto marginal a las personas. La columna 2 muestra un efecto positivo sobre el ahorro empresarial de la diferencia entre la tasa de impuestos a las personas y la de las empresas. Se estima, además, una tercera regresión (columna 3), en la cual ambas tasas tributarias entran independientemente (es decir, no se restringen sus coeficientes a tener la misma magnitud y signo contrario como en la columna 2). De esta última especificación se confirma el efecto del diferencial de tasas, identificándose una importancia asimétrica de las tasas tributarias: el coeficiente de la tasa de impuesto a las personas es de signo contrario (positivo), menor en magnitud, y de más débil significancia (17%) que el coeficiente del impuesto a las utilidades retenidas de las empresas.

Por último, se efectúan dos estimaciones adicionales (columnas 4 y 5) a fin de contrastar la hipótesis presentada en Agosin (1999), respecto de que las políticas de fomento a la inversión tendrían un efecto positivo sobre el ahorro privado. Para esto, se incorpora en

**Cuadro 5. Tasa de ahorro de empresas privadas como razón del ingreso nacional disponible en Chile, 1960-1997 (estimación de largo plazo ARDL dinámica)<sup>a</sup>**

	Tasa de ahorro de empresas ( <i>aemp</i> )				
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
Tasa de impuesto a las empresas ( <i>temp</i> )	-0,15 (-2,73)	... ...	-0,18 (-3,26)	... ...	-0,15 (-3,24)
Tasa de impuesto a las personas ( <i>tper</i> )	... ...	... ...	0,10 (1,40)	... ...	0,07 (1,32)
Diferencial de tasas de impuesto ( <i>tdif</i> = <i>tper</i> - <i>temp</i> )	... ...	0,17 (2,75)	... ...	0,13 (2,81)	... ...
Profundidad financiera ( <i>pfin</i> )	0,002 (0,12)	0,003 (0,21)	0,004 (0,23)	-0,002 (-0,19)	-0,19 (-1,40)
Crecimiento mundial ( <i>tcí</i> )	-0,01 (-1,52)	-0,01 (-0,97)	-0,01 (-1,33)	-0,01 (0,21)	-0,01 (-1,56)
Tasa de interés real ( <i>t</i> )	0,07 (0,94)	-0,01 (-0,08)	0,08 (1,11)	0,03 (0,63)	0,01 (0,13)
Inversión total ( <i>it</i> )	... ...	... ...	... ...	0,22 (1,43)	0,29 (1,87)
Constante	0,20 (4,43)	0,09 (3,59)	0,14 (2,70)	0,04 (1,46)	0,10 (2,38)
$R^{2b}$	0,67	0,60	0,69	0,61	0,68
Valor p (test <i>F</i> de diagnóstico) <sup>b, c</sup>					
(a) Correlación serial	0,28	0,15	0,40	0,12	0,18
(b) Heterocedasticidad	0,24	0,12	0,24	0,72	0,83
TCE (-1) <sup>d</sup>	-0,58 (-3,97)	-0,58 (-3,77)	-0,64 (-4,24)	-1,00 n.d.	-1,00 n.d.

Fuente: Elaboración propia.

a. Variable dependiente: tasa de ahorro empresas privadas. Tests *t* presentados en paréntesis.

b. Los valores de  $R^2$  y de los tests *F* de diagnóstico se refieren a la estimación ARDL.

c. Los tests *F* tienen como hipótesis nula el supuesto de no autocorrelación y de homocedasticidad respectivamente. Se presentan los valores p.

d. Coeficiente del término de corrección de error. Un valor estadísticamente negativo implica la estabilidad dinámica del modelo (la existencia de una relación de largo plazo).

las regresiones la razón de la inversión total de la economía al ingreso nacional disponible (*it*). Los resultados muestran un efecto positivo, aunque no siempre significativo, del orden de 0,22 a 0,29. Es decir, la tasa de ahorro de las empresas aumentaría entre 0,22 y 0,29% por cada 1% que aumente la tasas de inversión.

### 3.4 Ahorro del sector público consolidado

A fin de completar el análisis sectorial del ahorro en Chile, se presenta una especificación para el ahorro público consolidado (gobierno general, empresas públicas y Banco Central). A diferencia de las estimaciones anteriores, no se utiliza un enfoque teórico neoclásico, sino más bien un enfoque basado en teorías de economía política. La relación de largo plazo está dada por la siguiente ecuación:

$$ag = \alpha_0 + \alpha_1 pol + \alpha_2 cu + \alpha_3 inpc + \alpha_4 u + \alpha_5 elec + \alpha_6 tper + \varepsilon, \quad (11)$$

donde, *ag* es el ahorro público consolidado como razón del ingreso público disponible, *pol* es la variable de orientación de política (derecha, centro e izquierda, con valores de menor a mayor en ese orden), *cu* el precio real del cobre, *elec* es una dummy para años de elecciones (presidenciales, parlamentarias y municipales) y *tper* la tasa marginal de impuestos a las personas.

El cuadro 6 muestra resultados para dos definiciones de ahorro público: convencional (*ag*) y convencional más gastos en educación (*age*). El resultado principal está relacionado con la orientación política de los gobiernos. Controlando por otros factores, se observa una correlación negativa entre la tasa de ahorro público y la inclinación del gobierno hacia la izquierda del espectro político, aun controlando por el grado de desarrollo del país (a través del ingreso per cápita). El resultado es robusto en cambios en la conformación de la variable cualitativa que mide la orientación política —por ejemplo, cuando se forma una variable dicotómica con el gobierno de Allende como de izquierda y todos los demás gobiernos como de derecha, o cuando se aísla al gobierno de Pinochet como el único de derecha y los demás como de izquierda. Es cierto que la derecha e izquierda de hace treinta años no son iguales a sus herederas actuales, y por ello nuestro resultado no es un dictamen general, sino sólo la indicación de una tendencia de un sector del espectro político en cada período.

**Cuadro 6. Tasa de ahorro sector público consolidado como razón del ingreso público disponible en Chile, 1960-1997 (estimación de largo plazo ARDL dinámica)<sup>a</sup>**

<i>Medidas de tasa de ahorro público consolidado (ag)</i>	<i>Ahorro público</i>	
	<i>[1]</i>	<i>[2]</i>
Índice de orientación política ( <i>pol</i> )	-0,74 (-3,74)	-0,58 (-3,43)
Precio real del cobre ( <i>cu</i> )	0,65 (2,84)	0,51 (2,53)
Ingreso nacional per cápita ( <i>inpc</i> )	2,92 (2,81)	2,49 (2,77)
Desempleo ( <i>u</i> )	0,087 (0,04)	0,468 (0,24)
Elecciones ( <i>elec</i> )	-0,09 (-0,73)	-0,07 (-0,69)
Tasa de impuesto a las personas ( <i>tper</i> )	-0,25 (-0,27)	-0,15 (-0,19)
Constante	-1,11 (-2,10)	-0,78 (-1,71)
$R^{2b}$	0,76	0,74
Valores p (test <i>F</i> de Diagnóstico) <sup>b,c</sup>		
(a) Correlación serial	0,31	0,23
(b) Heterocedasticidad	0,00	0,67
TCE (-1) <sup>d</sup>	-0,64 (-6,08)	-0,66 (-5,88)

Fuente: Elaboración propia.

a. Variable dependiente: tasa de ahorro público consolidado. Tests *t* presentados en paréntesis.

b. Los valores de  $R^2$  y de los tests *F* de diagnóstico se refieren a la estimación ARDL.

c. Los tests *F* tienen como hipótesis nula el supuesto de no autocorrelación y de homocedasticidad respectivamente. Se presentan los valores p.

d. Coeficiente del término de corrección de error. Un valor estadísticamente negativo implica la estabilidad dinámica del modelo (la existencia de una relación de largo plazo).

Respecto de factores asociados a la evolución de los ingresos, se encuentra evidencia significativa de un efecto positivo sobre la tasa de ahorro público tanto del ingreso per cápita como del precio real del cobre, mientras que la tasa marginal de impuesto a las personas no parece tener un efecto significativo. El resultado asociado al precio del cobre se puede interpretar como el producto de una política de estabilización (como la que actualmente se sigue con el fondo de compensación del cobre) implícita en la conducta de los gobiernos, incluso antes de la puesta en marcha oficial del fondo.

Por último se analiza, sin obtenerse resultados estadísticamente significativos, la respuesta del nivel de ahorro del sector público al nivel de desempleo y a la existencia de elecciones. Estos resultados no se deben interpretar necesariamente como que el gobierno no responde a los niveles de desempleo, pues podría estar haciéndolo tanto a través de la inversión pública como del gasto corriente. Lo mismo es válido para eventuales expansiones electoralistas<sup>7</sup>.

#### **4. CONCLUSIONES**

El objetivo de este trabajo es contribuir a explicar el comportamiento del ahorro nacional en Chile a nivel de los grandes sectores que contribuyen a él, a saber, los hogares, las empresas privadas y el sector público consolidado. El estudio ha utilizado especificaciones de forma reducida comunes en la literatura empírica internacional y aplicado técnicas de estimación dinámica que permiten estimar las relaciones de largo plazo. La información estadística sobre las tasas de ahorro se basa en el estudio de Bennett, Schmidt-Hebbel y Soto (2000), el cual presenta series de ahorro por sectores para el período 1960-1997. Las estimaciones econométricas se realizan para distintas medidas o definiciones de ahorro, partiendo del ahorro convencional de cada sector y continuando con medidas más amplias, que incluyen el ahorro en acumulación de capital humano (gasto en educación), acumulación de bienes durables (gasto en bienes durables) y correcciones por ganancias o pérdidas de capital asociadas a la inflación.

7. Los resultados para la variable relacionada con las elecciones se mantienen también si sólo se consideran las elecciones presidenciales.

Los resultados de las ecuaciones dinámicas se caracterizan, por lo general, por altos niveles de ajuste estadístico, satisfactorios resultados de los contrastes diagnósticos convencionales y la ausencia de *outliers* significativos. Los resultados presentados en este trabajo están principalmente en relación con los siguientes tópicos: i) los determinantes de la evolución del ahorro privado; ii) los coeficientes de compensación entre los componentes del ahorro privado: ahorro de hogares voluntario, ahorro de empresas privadas y ahorro de hogares forzoso; iii) los efectos de la estructura tributaria sobre el ahorro de las empresas privadas y iv) el comportamiento del ahorro del sector público consolidado.

En forma resumida, las principales conclusiones respecto de la evolución del ahorro privado son las siguientes:

i. Aunque se descarta una completa equivalencia ricardiana, se obtiene evidencia en favor de una compensación parcial entre ahorro público y privado, con coeficientes de neutralización alrededor de 0,5.

ii. La profundización del sector financiero y del comercio exterior afecta negativamente a la tasa de ahorro privado.

iii. Un aumento en el nivel de ingreso nacional per cápita o una caída en la tasa de dependencia (como los observados en Chile durante la mayor parte del período estudiado) contribuyen a aumentar la tasa de ahorro privado.

iv. Una disminución de la tasa de impuestos a las utilidades retenidas de las empresas puede contribuir a aumentar la tasa de ahorro privado, mientras que el efecto de la tasa tributaria de las personas no es significativo.

v. Existe una compensación de magnitud importante entre los componentes del ahorro privado (hogares voluntario, hogares forzoso y empresas privadas). El coeficiente de compensación entre el ahorro voluntario de los hogares y el ahorro de las empresas presenta una magnitud significativa del orden de 0,5. El coeficiente de compensación entre el ahorro de hogares voluntario y forzoso no es estimado con la misma precisión, el cual fluctúa entre 0,36 y 0,8, dependiendo de la definición de ahorro utilizada.

vi. Para el ahorro de las empresas privadas se encuentra evidencia de un efecto negativo de la tasa de impuesto a las utilidades retenidas sobre la tasa de ahorro empresarial. Aunque la tasa de impuestos a las empresas tiene un efecto de mayor magnitud y significancia que la tasa tributaria de las personas,

el efecto del impuesto a las personas no se puede considerar concluyentemente que es cero (su significancia alcanza el 17%)<sup>8</sup>.

vii. Respecto del comportamiento del ahorro del gobierno, se encuentra evidencia de una correlación negativa entre la tasa de ahorro público y la inclinación del gobierno hacia la izquierda del espectro político.

viii. Un aumento en el ingreso nacional per cápita y en el precio real del cobre contribuye a aumentar el ahorro público, posiblemente a través de su efecto sobre los ingresos del Estado. Por otra parte, la tasa de impuestos a las personas no tiene un efecto significativo.

ix. Por último, no se encuentra evidencia de efectos significativos del nivel de desempleo o de los ciclos electorales sobre la tasa de ahorro público.

8. En estricto rigor estadístico, el valor de un coeficiente cuya significancia es 17% se considera significativamente no distinto de cero a los niveles convencionales de 10% y 5%. Sin embargo, la falta de una muestra más extensa amerita ser cuidadosos ante una conclusión tajante a este nivel de significancia (17%).

## REFERENCIAS

- Agosin, M. 1999. "What Accounts for the Chilean Saving 'Miracle'?". Mimeo. Universidad de Chile (junio).
- Aron, J. y J. Muellbauer. 2000. "Personal and Corporate Saving in South Africa". *World Bank Economic Review* 14 (3): 509-544.
- Bennett, H., K. Schmidt-Hebbel y C. Soto. 2000. "Series de ahorro e ingreso por agente económico en Chile 1960-1997". *Estudios de Economía* 27 (1): 123-170.
- Braun, J., M. Braun, I. Briones y J. Díaz. 2000. "Economía chilena 1810-1995. Estadísticas históricas". Documento de trabajo 187. Pontificia Universidad Católica (enero).
- Burnside, C. 1998. "Private Saving in Mexico". Mimeo. Banco Mundial (noviembre).
- Butelmann, A. y F. Gallego. 2000. "Ahorro de los hogares en Chile: evidencia microeconómica". *Economía Chilena* 3 (1): 5-24.
- . 2001. "Household Saving in Chile (1987-1997): Testing the Life-Cycle Hypothesis". *Cuadernos de Economía* 113: 3-48.
- Coronado, J. 1998. "The Effects of Social Security Privatization on Household Saving: Evidence from the Chilean Experience". Finance and Economics Discussion Series 12. Division of Research & Statistics and Monetary Affairs. Federal Reserve Board (febrero).
- Denizer, C. y H. Wolf. 2000. "Aggregate Saving in the Transition: A Cross-Country Study". *World Bank Economic Review* 14 (3): 445-456.
- Gallego, F. y N. Loayza. 2000. "Financial Structure in Chile: Macroeconomic Developments and Microeconomic Effects". Documento de trabajo 75. Banco Central de Chile (julio).
- Gallego, F. y R. Soto. 2000. "Evolución del consumo y compras de bienes durables en Chile, 1981-1999". Documento de trabajo 79. Banco Central de Chile (septiembre).
- Haindl, E. y R. Fuentes. 1986. "Estimación del stock de capital en Chile". *Estudios de Economía* 13 (1): 39-72.
- Haque, N., M. H. Pesaran y S. Sharma. 2000. "Neglected Heterogeneity and Dynamics in Cross-Country Savings Regressions". En *Panel Data Econometrics-Future Direction: Papers in Honour of Professor Pietro Balestra*, en la serie "Contributions to Economic Analysis", editado por J. Krishnakumar y E. Ronchetti, capítulo 3, 53-82. New York: Elsevier Science, North Holland.
- Johansen, S. 1995. *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press.



- Kraay, A. 2000. "Household Saving in China". *World Bank Economic Review* 14 (3): 545-570.
- Loayza, N., K. Schmidt-Hebbel y L. Servén. 2000. "What Drives Private Saving Across the World?". *The Review of Economics and Statistics* 82 (2): 165-181.
- Loayza, N. y R. Shankar. 2000. "Private Saving in India". *World Bank Economic Review* 14 (3): 571-594.
- López, A. y J. R. Ortega. 1998. "Saving in Colombia". IMF Working Paper 171. Washington: Fondo Monetario Internacional.
- Morandé, F. 1998. "Saving in Chile. What Went Right?". *Journal of Development Economics* 57: 201-228.
- Pesaran, M. H. 1997. "The Role of Economic Theory in Modeling the Long Run". *Economic Journal* 107 (enero): 178-191.
- Pesaran, M. H. y Y. Shin. 1997. "Long Run Structural Modeling". Mimeo. Universidad de Cambridge.
- Pesaran, M. H. y Y. Shin. 1999. "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis". En *Econometrics and Economic Theory in the 20<sup>th</sup> Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, editado por S. Strom, capítulo 11. Cambridge: Cambridge University Press.
- Pesaran, M. H., Y. Shin y R. P. Smith. 2000. "Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1) Variables". *Journal of Econometrics* 97 (2): 293-343.
- Pesaran, M. H. y R. P. Smith. 1995. "Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels". *Journal of Econometrics* 68 (1): 79-13.
- Phillips, P. y B. Hansen. 1990. "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I (1) Processes". *Review of Economic Studies* 57 (1): 99-125.

