

# ESTIMACION DEL FACTOR DE *CROWDING OUT* ENTRE INVERSION PUBLICA Y PRIVADA PARA CHILE

Héctor Gutiérrez\*

## SINTESIS

En este artículo se estima el factor de *crowding out* entre inversión pública y privada relevante para Chile, apropiado para su uso en el cálculo de la tasa social de descuento. Para ello se utiliza un modelo macroeconómico con los determinantes de la inversión privada chilena, incluyendo la inversión pública entre ellos. La elección de un modelo macroeconómico en vez del más usado enfoque microeconómico de equilibrio parcial es para evitar ciertas dificultades indicadas en Gutiérrez (1995); el modelo elegido es una variante del propuesto por Agosin (1995).

## ABSTRACT

In this paper we estimate the crowding out factor between public and private investment relevant to Chile, and which can be suitable for use in computing the social discount rate. To do so, we use a macroeconomic model with the determinants of Chilean private investment, including public investment among them. The choice of a macroeconomic model instead of the more frequently used microeconomic approach of partial equilibrium is to avoid some difficulties pointed out in Gutiérrez (1995); the model chosen is a variant of the one proposed by Agosin (1995).

\* Gerencia de Planificación de Entel Phone S.A., una empresa Entel de telefonía.

El autor de este trabajo desea agradecer, en primer lugar, la generosidad del profesor Manuel Agosin que, sin titubeos, facilitó su base de datos para no sólo estimar el modelo del autor con los determinantes de la inversión privada doméstica chilena, sino que también para examinar el suyo.

También el autor se siente en deuda con dos árbitros anónimos de Estudios de Economía, que hicieron comentarios muy útiles; en particular, se agradece la sugerencia que ambos hicieron, para que reescribiera el tercer borrador como un artículo independiente, y no como un «comentario al profesor Agosin», que fue la idea original del autor.

Finalmente, se ofrece al lector interesado en el álgebra de las fórmulas que se presentan, una copia de las deducciones, la que puede ser solicitada al propio autor.

## ESTIMACION DEL FACTOR DE *CROWDING OUT* ENTRE INVERSION PUBLICA Y PRIVADA PARA CHILE\*

Héctor Gutiérrez

### 1. INTRODUCCION

De acuerdo a la metodología Harberger, la tasa social de descuento de un país es un promedio ponderado entre la rentabilidad marginal social de su inversión privada y la de su ahorro. La lógica del análisis es que la inversión pública compite con la privada por el ahorro (doméstico y externo), por lo que los aumentos de inversión pública se hacen en parte a costa de inversión privada. Esto es, se postula la existencia de algún *crowding out* entre ambas inversiones, donde dicho factor entra directamente en la fórmula de cálculo de la tasa social de descuento respectiva, como ponderador de la rentabilidad marginal social de la inversión privada.

Más aun y tal como se postula en Gutiérrez (1995), la tradicional manera de calcular el factor *crowding out* basada en el análisis microeconómico de equilibrio parcial entre demanda de fondos para inversión (pública y privada) y oferta de fondos (ahorro doméstico y externo) adolece de ciertas dificultades que conviene resolver mediante análisis macroeconómico. Respecto a esto último, el trabajo de Agosin (1995) provee de una interesante posibilidad.

No obstante que los objetivos del trabajo de Agosin están relacionados con la comparación entre tasas de inversión de América Latina y de Asia del Este, y que la cuestión del *crowding out* entre inversión pública y privada es tocada sólo tangencialmente, los resultados que proporciona sí permiten inferir una relación cuantitativa entre inversión pública y privada para los países considerados, como para que la búsqueda del factor de *crowding out* y su posterior uso en el cálculo de las respectivas tasas sociales de descuento convenga iniciarla con un examen de los resultados de Agosin. Más específicamente, Agosin (1995, cuadro 10, ecuaciones de regresión 3 y 6) estima el siguiente modelo usando la técnica de *pooling* conocida como SUR (*seemingly unrelated regression*):

\* *Estudios de Economía*, publicación del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile, Vol. 23, N° 1, junio 1996.

$$\begin{aligned} \log TIPRIV_t = & \beta_{país} + \beta_1(\Delta PIB/PIB)_{t-1} + \beta_2 \log(CRED/PIB)_t + \\ & + \beta_3 \log(DEUDA/EXP)_t + \beta_4 \log TIPUB_t + \\ & + \text{otras variables explicativas y un término de error,} \end{aligned} \quad (1)$$

donde la variable a explicar TIPRIV es la tasa de inversión privada (como fracción del producto interno bruto, PIB, e incluyendo la inversión de las empresas públicas), y las variables explicativas son la tasa de crecimiento del PIB rezagada un año,  $(\Delta PIB/PIB)_{t-1}$ , la tasa de crédito al sector privado (como fracción del PIB), la tasa de deuda externa (como fracción de las exportaciones, EXP), la tasa de inversión pública (como fracción del PIB, pero excluyendo la inversión en empresas estatales), y otras variables independientes que incluyen los términos de intercambio y el coeficiente de variación de la inflación doméstica; log se refiere al logaritmo natural y  $\beta_{país}$  es un sumando de variables *dummy* por países.

El modelo (1) es estimado para ocho países de América Latina y también para cinco países del este asiático y Manuel Agosin encuentra la siguiente relación para América Latina:

$$\left( \frac{\partial \log TIPRIV_t}{\partial \log TIPUB_t} \right)^{América\ Latina} = +0,278, \quad (2)$$

$\left( \frac{\Delta PIB}{PIB} \right)_{t-1}, \frac{CRED_t}{PIB_t}, \frac{DEUDA_t}{EXP_t}, \frac{P_x}{P_y}, \text{var} \left( \frac{\Delta p_t}{P_t} \right) \text{ constantes}$

que sugiere una elasticidad *positiva* entre la tasa de inversión privada y la pública y que Agosin interpreta, consecuentemente, como de complementariedad entre ambas inversiones. La interpretación es porque a pesar de que la inversión pública compite con la inversión privada por fondos para inversión, lo que origina el *crowding out*, los proyectos públicos de infraestructura podrían inducir inversiones privadas, aunque en el futuro próximo, por ejemplo, tal como puntualiza Munnell (1992, p.193), dado el tiempo requerido para que la inversión pública sea productiva, o una mejor educación pública provea mano de obra más capacitada para un proceso de industrialización en el sector privado también en el futuro pero quizás no tan próximo.

<sup>1</sup> Todo ello, después de controlar por la tasa de crecimiento del PIB rezagada, la tasa de crédito al sector privado, la tasa de deuda externa a exportaciones, los términos de intercambio ( $p_x/p_y$ ) y el coeficiente de variación de la inflación ( $\text{var}[\Delta p/p]$ ).

un proceso de industrialización en el sector privado también en el futuro pero quizás no tan próximo.

Luego, la competencia por fondos para inversión puede contribuir negativamente a la correlación entre inversión pública y privada, pero la complementariedad puede contribuir positivamente. El hecho de que se haya obtenido una elasticidad positiva para América Latina sugiere que el efecto de complementariedad domina al de *crowding out*. En contraste, la elasticidad *negativa* encontrada por Agosin para Asia (de -0,573, según el modelo SUR-6 de su cuadro 10) revelaría que el efecto *crowding out* es el que dominaría en esta última región.

Esto es, la competencia por los mismos fondos origina un *crowding out* contemporáneo, pero una inversión pública complementaria con la privada puede originar efectos positivos futuros en la inversión privada. Luego, se puede tener la presunción de efectos *contemporáneos* negativos de la inversión pública sobre la privada (efecto *crowding out*), pero efectos *futuros* positivos (efecto de complementariedad), donde el efecto *crowding out* es el que interesa para calcular la tasa social de descuento.

El plan del artículo es el siguiente. Primero y porque se postula la meta de identificar el factor de *crowding out* entre inversión pública y privada para Chile, en la siguiente sección se examinan los resultados obtenidos por el profesor Agosin y que implícitamente establecen cierta relación contemporánea entre inversión pública y privada, la que se ilustra para tres países latinoamericanos, incluyendo a Chile entre ellos. A continuación se exploran las implicancias de las estimaciones de Agosin para años futuros, para los mismos tres países latinoamericanos. El énfasis de estas dos secciones que siguen estará puesto en mostrar que se requieren ciertos perfeccionamientos para utilizar la estrategia de modelamiento de Agosin y, principalmente, para distinguir entre efectos contemporáneos y futuros de la inversión pública sobre la privada, que es imprescindible para el cálculo de la tasa social de descuento a lo Harberger. Posteriormente se plantean ciertos perfeccionamientos de la estrategia de estimación, presentándose también los resultados de aplicarlos para estimar el factor *crowding out* para Chile.

## **2. LA RELACION ENTRE INVERSION PUBLICA Y PRIVADA IMPLICITA EN LOS RESULTADOS DE AGOSIN: EFECTOS CONTEMPORANEOS**

Una manera un tanto rústica de calcular en cuánto cambia la inversión privada (IPRIV) ante aumentos de la inversión pública (IPUB) se puede obtener a partir de la fórmula siguiente, obtenida de la (2):

$$\left( \frac{\partial TIPRIV_t}{\partial TIPUB_t} \right) \frac{CRED_t}{PIB_t}, \frac{DEUDA_t}{EXP_t}, \frac{P_{x_t}}{P_{y_t}}, \text{var} \left( \frac{\Delta P_t}{P_t} \right) \text{constantes} = \beta_4 \frac{TIPRIV_t}{TIPUB_t}, \quad (3)$$

donde  $\beta_4 = +0,278$  para América Latina (el coeficiente de regresión para TIPUB). Alternativamente, y elaborando un poco más para reconocer explícitamente cambios en el nivel de inversión privada, en vez de cambios en la tasa, se obtiene la siguiente fórmula, a partir de la ecuación (1):

$$\left( \frac{dIPRIV_t}{dIPUB_t} \right) \frac{P_{x_t}}{P_{y_t}}, \text{var} \left( \frac{\Delta P_t}{P_t} \right) \text{constantes} = \beta_4 \frac{IPRIV_t}{IPUB_t} + (1 - \beta_2 - \beta_4) \frac{IPRIV_t}{PIB_t} \left( \frac{dPIB_t}{dIPUB_t} \right) + \beta_2 \frac{IPRIV_t}{CRED_t} \left( \frac{dCRED_t}{dIPUB_t} \right) + \beta_3 \frac{IPRIV_t}{DEUDA_t} \left( \frac{dDEUDA_t}{dIPUB_t} \right), \quad (4)$$

donde  $\beta_2 = +0,083$  y  $\beta_3 = -0,144$  para América Latina, según reporta Agosin (1995, cuadro 10, ecuación 3).

La fórmula (4) permite estimar en cuánto cambia *contemporáneamente* la inversión privada por cada \$1 de aumento en la inversión pública. Esto revela que existe un efecto directo (el de la fórmula 3), más efectos indirectos por intermedio del efecto de la inversión pública sobre el PIB, el crédito al sector privado y el endeudamiento externo. Consecuentemente, la fórmula (3) captura el efecto de cambios en la inversión pública sobre la privada sólo si el PIB se mantuviera inalterado, además de la deuda externa y el crédito al sector privado. Todo esto último podría ser posible, si los aumentos de inversión doméstica (pública y privada) no se financiaran con mayor endeudamiento externo, quizás porque no existe la posibilidad de hacerlo (tal como en los años de la llamada crisis de la deuda), y tales aumentos de inversión se hicieran a costa del consumo (público y privado, neto de saldos en la balanza comercial).

Explicitando todos los supuestos indicados, se obtendría la fórmula (5) siguiente, al considerar el efecto sobre la inversión privada doméstica (IPRIVD) (después de descomponer la inversión privada en su componente nacional y extranjero e ignorar el efecto de esta última sobre la inversión doméstica, si es que existiera):

$$\left( \frac{dIPRIV_t}{dIPUB_t} \right)_{dIPRIV_t, +dIPUB_t, +dCONSUMO_t, =0 \text{ ó } dPIB_t, =0, dCRED_t, =0, dDEUDA_t, =0} = \beta_4 \frac{TIPRIV_t}{TIPUB_t} \quad (5)$$

Si alternativamente se supusiera que los aumentos de inversión doméstica (pública y privada) se financiaran con aumentos de deuda externa y sin alterar ni el consumo ni el crédito al sector privado, se obtendría la fórmula (6) siguiente:

$$\left( \frac{dIPRIV_t}{dIPUB_t} \right)_{dIPRIV_t, +dIPUB_t, -dDEUDA_t, dCRED_t, =0, dCONSUMO_t, =0} = \quad (6)$$

$$= \frac{(1 - \beta_2 - \beta_4) \frac{IPRIV_t}{PIB_t} + \beta_4 \frac{IPRIV_t}{IPUB_t} + \beta_3 \frac{IPRIV_t}{DEUDA_t}}{1 - (1 - \beta_2 - \beta_4) \frac{IPRIV_t}{PIB_t} - \beta_3 \frac{IPRIV_t}{DEUDA_t}}$$

En las fórmulas (5) y (6) se han adoptado dos supuestos respecto al financiamiento de la inversión doméstica y reconocen dos maneras alternativas de considerar alguna restricción presupuestaria contemporánea, para el financiamiento de aumentos de la inversión nacional. Reconocen que la inversión pública y la privada forman parte del gasto del PIB al igual que el consumo (neto de saldos en la balanza comercial). También se ha supuesto implícitamente que la inversión extranjera y las exportaciones no se afectan con la inversión pública, lo que no parece ser un gran error al momento de cuantificar el efecto de cambios de la inversión pública en la privada.

En definitiva, las fórmulas (5) y (6) proveen dos maneras aproximadas de calcular el efecto contemporáneo entre inversión pública y privada. En el gráfico 1 se presenta la evolución del factor de complementariedad que se obtiene para Chile, México y Venezuela a partir de tales fórmulas y calculado con los datos recopilados por el profesor Agosin; se le denomina de complementariedad, porque resulta ser positivo. La elección de esos tres países es por la gran diferencia de factores que se obtienen, representando Chile y Venezuela casos extremos. El caso

de Chile es de sostenido aumento en la tasa de inversión privada y el de Venezuela es de relativamente alta tasa de inversión pública.

No obstante que lo mostrado en el gráfico 1 revela similitud en las dos maneras de medir el efecto complementariedad, es desconcertante tanto la magnitud del factor como su evolución. Respecto de la magnitud, el efecto de complementariedad para Chile, por ejemplo, muestra un valor superior a 2,5 para 1990, indicando que por cada \$100 de aumento de la inversión pública chilena, la inversión privada doméstica se incrementaba en más de \$250 contemporáneamente, en 1990.<sup>2</sup> En cuanto a la evolución del factor de complementariedad, llama la atención la tendencia de aumento para Chile (a partir de 1975) y también para México (a partir de 1983). En definitiva, los resultados resultan ser de una magnitud tan grande que hacen dudar sobre su validez, al menos para el autor de este artículo. Nótese que, de cualquier forma, los factores de complementariedad son menores, cuando los aumentos de inversión se financian con deuda externa; más tarde se volverá sobre esto.

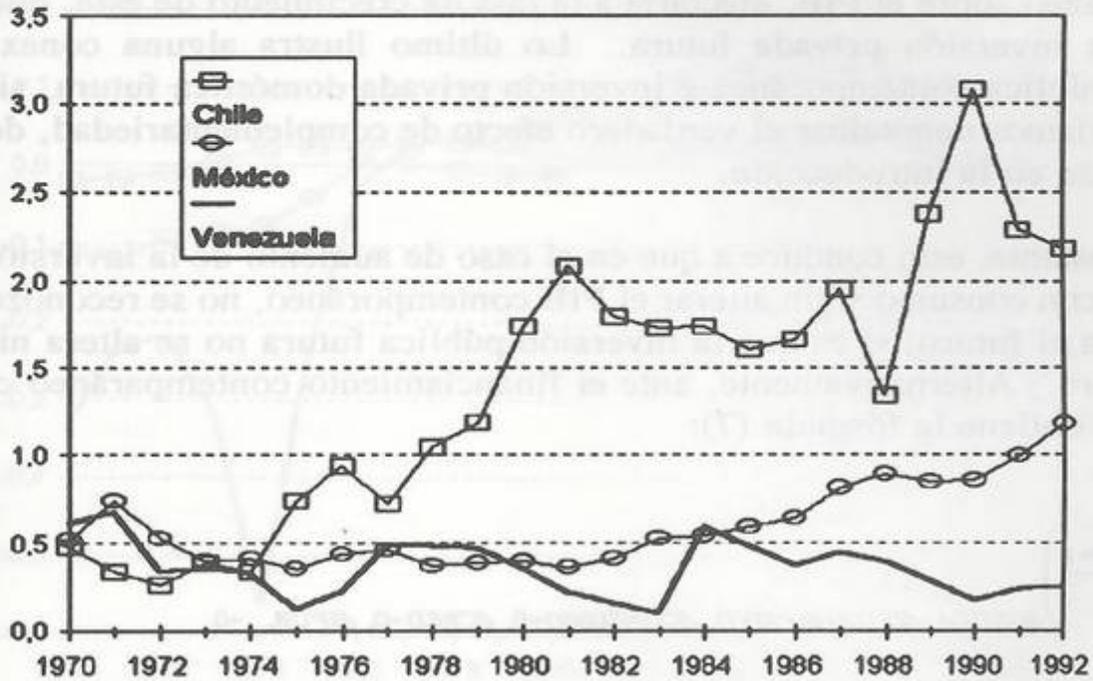
Parece ser que el supuesto de elasticidad  $\beta_4$  constante es lo que está detrás de los resultados obtenidos, además de su signo. De hecho, la fórmula (5) revela que mientras mayor sea el cociente entre inversión privada y pública, mayor sería el coeficiente de complementariedad; al ser mayor que uno —que es lo típico, excepto para Venezuela—, amplifica el valor de la elasticidad  $\beta_4$ . Para Chile, tal cociente aumenta desde un valor mínimo de 0,92 en 1972, a un valor máximo de 9,76 en 1990, implicando un aumento en el factor de complementariedad superior a 10 veces, por ese solo hecho.

<sup>2</sup> Estos resultados, no obstante, son tan abrumadoramente grandes como los encontrados para los EE.UU. al estudiar el efecto de la inversión pública en infraestructura (mayoritariamente vial) sobre el crecimiento económico de ese país. Véase la revisión de la literatura de Munnell (1992), la crítica de Holtz-Eakin (1993), y la más reciente revisión de Gramlich (1994). Estas referencias se relacionan con la disminución de la inversión pública en infraestructura y su potencialidad para explicar la tendencia a decaer de la productividad en los últimos años, un rompecabezas no resuelto para los EE.UU.

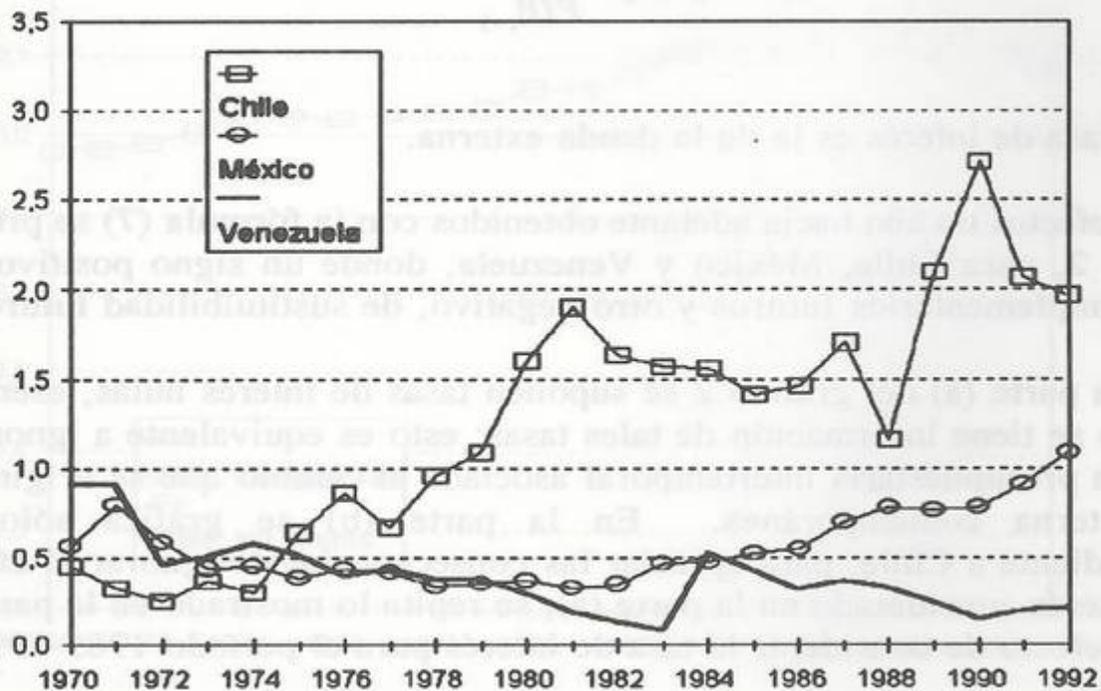
# GRAFICO 1

## EVOLUCION DEL FACTOR DE COMPLEMENTARIEDAD: CHILE, MEXICO Y VENEZUELA 1970-1992

a) Valores obtenidos a partir de la fórmula (5): se supone  $dPIB_t = dIPRIVD_t + dIPUB_t + dCONSUMO_t = 0$ ,  $dDEUDA_t = 0$  y  $dCRED_t = 0$



b) Valores obtenidos a partir de la fórmula (6): se supone  $dIPRIVD_t + dIPUB_t = dDEUDA_t$ ,  $dCONSUMO_t = 0$  y  $dCRED_t = 0$



### 3. LA RELACION ENTRE INVERSION PUBLICA Y PRIVADA IMPLICITA EN LOS RESULTADOS DE AGOSIN: EFECTOS HACIA EL FUTURO

#### 3.1. Efectos para un año hacia el futuro

Ahora, respecto al rol de la tasa de crecimiento del PIB rezagada en el modelo de Agosin, puede reconocerse que si la inversión pública tuviera algún efecto contemporáneo sobre el PIB, afectaría a la tasa de crecimiento de éste, que a su vez afectaría la inversión privada futura. Lo último ilustra alguna conexión entre inversión pública contemporánea e inversión privada doméstica futura, siendo ello lo que podríamos denominar el verdadero efecto de complementariedad, de acuerdo a lo indicado en la introducción.

No obstante, esto conduce a que en el caso de aumento de la inversión pública financiada con consumo y sin alterar el PIB contemporáneo, no se reconozca ningún efecto hacia el futuro, si es que la inversión pública futura no se altera ni tampoco el PIB futuro. Alternativamente, ante el financiamiento contemporáneo con deuda externa, se obtiene la fórmula (7):

$$\left( \frac{dIPRIVD_{t+1}}{dIPUB_t} \right)_{dDEUDA=dIPUB+dIPRIVD, dCONSUMO=0, dCRED=0, dIPUB_{t+1}=0} =$$

$$= \frac{\beta_1 \frac{IPRIV_{t+1}}{PIB_t} + \beta_3 \frac{IPRIV_{t+1}}{DEUDA_{t+1}} (1 + \text{tasa de interés}_t)}{1 - (1 - \beta_2 - \beta_4) \frac{IPRIV_{t+1}}{PIB_{t+1}}} \left( 1 + \frac{dIPRIVD_t}{dIPUB_t} \right), \quad (7)$$

donde la tasa de interés es la de la deuda externa.

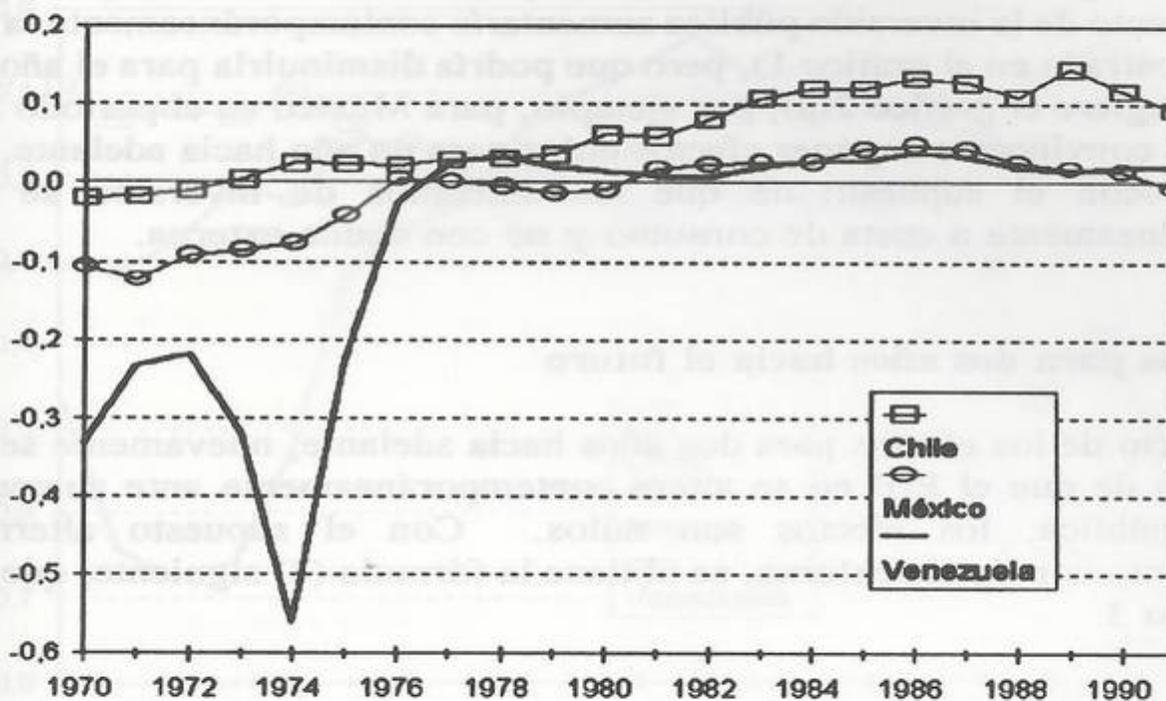
Los efectos un año hacia adelante obtenidos con la fórmula (7) se presentan en el gráfico 2, para Chile, México y Venezuela, donde un signo positivo indicaría efectos complementarios futuros y otro negativo, de sustituibilidad futuros.

En la parte (a) del gráfico 2 se suponen tasas de interés nulas, esencialmente porque no se tiene información de tales tasas; esto es equivalente a ignorar alguna restricción presupuestaria intertemporal asociada al cambio que se originaría en la deuda externa contemporánea. En la parte (b) se grafica sólo el caso correspondiente a Chile, para apreciar las consecuencias de ignorar el efecto de la tasa de interés considerado en la parte (a); se repite lo mostrado en la parte (a) y se agrega el efecto de considerar la tasa de interés para el período 1985-1991.

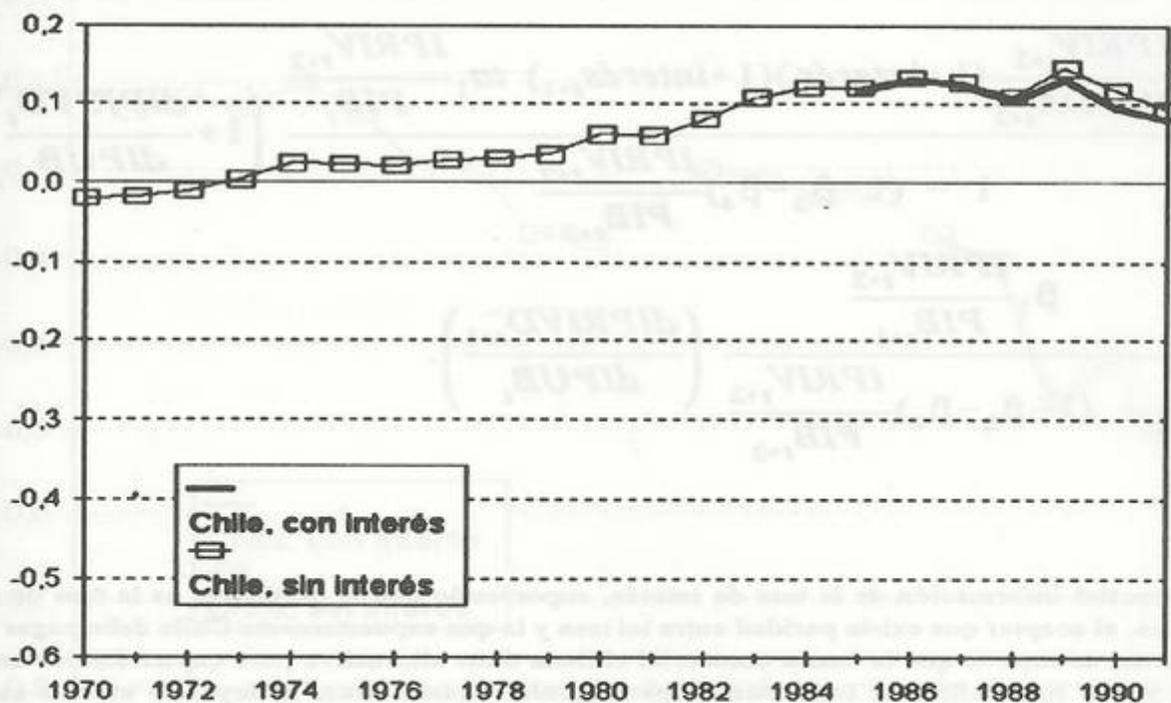
## GRAFICO 2

### EVOLUCION DEL FACTOR DE COMPLEMENTARIEDAD O DE SUSTITUIBILIDAD UN AÑO HACIA EL FUTURO OBTENIDO CON LA FORMULA (7)

a) Suponiendo tasa de interés nula: Chile, México y Venezuela 1970-1991



b) Con tasa de interés 1985-1991 y sin tasa de interés 1970-1991: Chile



Lo mostrado en el gráfico 2(b) sugiere que el efecto de ignorar la tasa de interés no es determinante de los resultados mostrados en la parte (a).<sup>3</sup> Lo presentado en el gráfico 2(a) sugiere efectos pequeños sobre la inversión privada del siguiente año, excepto para Venezuela en el período 1970-75. Pero lo más llamativo es que los efectos predominantes serían de sustituibilidad hacia el futuro para los inicios del período 1970-91, si es que el aumento de inversión se financiara con deuda externa (y sin alterar el consumo), lo que es contrario a lo esperado: implica que un aumento de la inversión pública aumentaría contemporáneamente la inversión privada (mostrada en el gráfico 1), pero que podría disminuirla para el año siguiente (tal como sugiere el gráfico 2(a), por ejemplo, para México en el período 1970-81). Parece más convincente suponer efectos nulos para un año hacia adelante, lo que es congruente con el supuesto de que los aumentos de inversión se financian contemporáneamente a costa de consumo y no con deuda externa.

### 3.2. Efectos para dos años hacia el futuro

Respecto de los efectos para dos años hacia adelante, nuevamente se concluye que en caso de que el PIB no se altere contemporáneamente ante aumentos de la inversión pública, los efectos son nulos. Con el supuesto alternativo de financiamiento con deuda externa, se obtiene la fórmula (8) siguiente, que se ilustra en el gráfico 3:

$$\left( \frac{dIPRIV_{t+2}}{dIPUB_t} \right)_{dDEUDA=dIPRIV+dIPUB, dCRED=0, dCONSUMO=0, dIPUB_{t+1}=0, dIPUB_{t+2}=0} =$$

$$= \frac{\beta_3 \frac{IPRIV_{t+2}}{DEUDA_{t+2}} (1+interés_t)(1+interés_{t+1}) + \alpha_1 \frac{IPRIV_{t+2}}{PIB_t}}{1 - (1-\beta_2-\beta_4) \frac{IPRIV_{t+2}}{PIB_{t+2}}} \left( 1 + \frac{dIPRIV_t}{dIPUB_t} \right) +$$

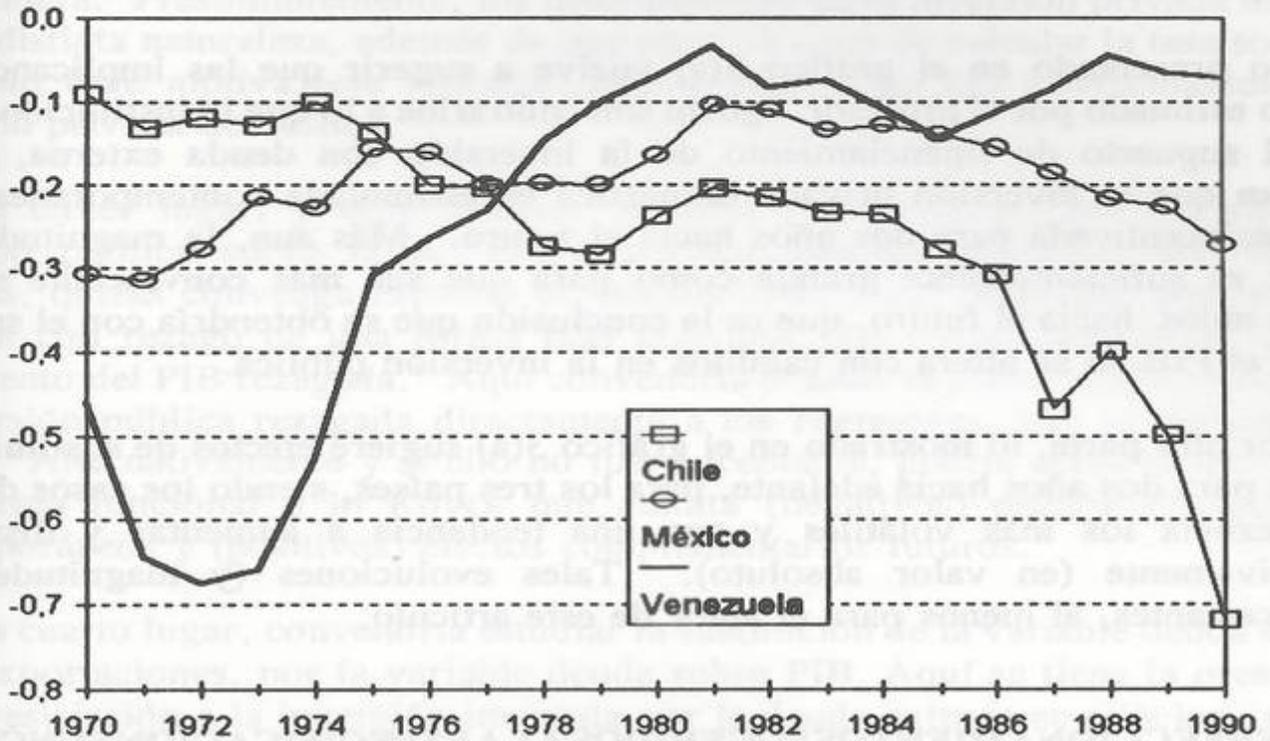
$$+ \frac{\beta_1 \frac{IPRIV_{t+2}}{PIB_{t+1}}}{1 - (1-\beta_2-\beta_4) \frac{IPRIV_{t+2}}{PIB_{t+2}}} \left( \frac{dIPRIV_{t+1}}{dIPUB_t} \right). \quad (8)$$

<sup>3</sup> Para esto, se recabó información de la tasa de interés, suponiendo que la pertinente es la tasa de captación de la banca chilena, al aceptar que existe paridad entre tal tasa y la que supuestamente Chile debe pagar por la deuda externa. Esto es, se supone que la banca comercial chilena tiene alternativa para captar fondos en el país o en el extranjero y que hay suficiente competencia para igualar ambas tasas, incluyendo efectos asociados a la restricción impuesta por los encajes exigidos por el Banco Central de Chile, el riesgo país y el riesgo cambiario.

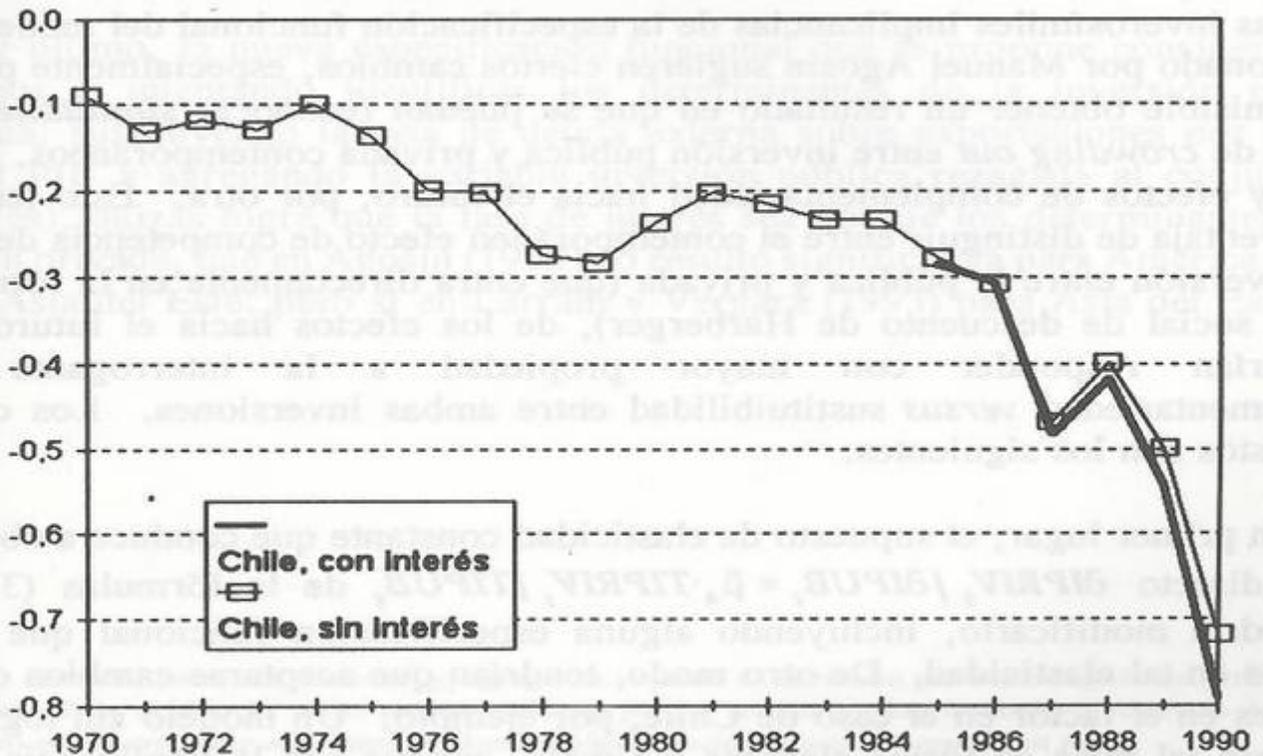
### GRAFICO 3

#### EVOLUCION DEL FACTOR DE COMPLEMENTARIEDAD O DE SUSTITUIBILIDAD DOS AÑOS HACIA EL FUTURO OBTENIDO CON LA FORMULA (8)

a) Suponiendo tasa de interés nula : Chile, México y Venezuela 1970-1990



b) Con tasa de interés 1985-1990 y sin tasa de interés 1970-1990: Chile



La fórmula (8) origina los efectos para dos años hacia adelante mostrados en el gráfico 3, que sigue la lógica de construcción expuesta para el gráfico 2. Lo mostrado en el gráfico 3(b) sugiere que al ignorar el efecto de la tasa de interés en el cálculo del efecto de cambios en la inversión pública sobre la privada en dos años hacia el futuro no altera sustancialmente los resultados (tal como antes, para un año hacia adelante), ante el supuesto de que los aumentos de inversión se financian contemporáneamente con deuda externa.

Lo presentado en el gráfico 3(a) vuelve a sugerir que las implicancias del modelo estimado por el profesor Agosin son contrarios a lo que la institución indica, ante el supuesto de financiamiento de la inversión con deuda externa, porque implican que la inversión privada doméstica es estimulada contemporáneamente, pero desincentivada para dos años hacia el futuro. Más aun, la magnitud de los efectos es suficientemente grande como para que sea más convincente suponer efectos nulos hacia el futuro, que es la conclusión que se obtendría con el supuesto de que el PIB no se altera con cambios en la inversión pública.

Por otra parte, lo mostrado en el gráfico 3(a) sugiere efectos de sustituibilidad futuros para dos años hacia adelante, para los tres países, siendo los casos de Chile y Venezuela los más volátiles y con una tendencia a aumentar y disminuir, respectivamente (en valor absoluto). Tales evoluciones (y magnitudes) son desconcertantes, al menos para el autor de este artículo.

#### 4. PERFECCIONAMIENTOS SUGERIDOS A LA ESPECIFICACION FUNCIONAL CON LOS DETERMINANTES DE LA INVERSION PRIVADA

Las inverosímiles implicancias de la especificación funcional del modelo SUR regresionado por Manuel Agosin sugieren ciertos cambios, especialmente para que sea admisible obtener un resultado en que se puedan reconocer *simultáneamente* efectos de *crowding out* entre inversión pública y privada contemporáneos, por una parte, y efectos de complementariedad hacia el futuro, por otra. Esto tendría la doble ventaja de distinguir entre el contemporáneo efecto de competencia de fondos para inversión entre la pública y privada (que entra directamente en la fórmula de la tasa social de descuento de Harberger), de los efectos hacia el futuro y que permitirían responder con mayor propiedad a la interrogante sobre complementariedad *versus* sustituibilidad entre ambas inversiones. Los cambios propuestos son los siguientes.

En primer lugar, el supuesto de elasticidad constante que conduce a obtener el factor directo  $\partial IP_{PRIV} / \partial IP_{PUB} = \beta_4 \cdot TIP_{PRIV} / TIP_{PUB}$ , de la fórmulas (3) y (5) convendría modificarlo, incluyendo alguna especificación funcional que admita cambios en tal elasticidad. De otro modo, tendrían que aceptarse cambios de hasta 10 veces en el factor en el caso de Chile, por ejemplo. Un modelo sin logaritmos cumpliría tal meta en forma elegante y simple, aunque con la implicancia de que

$\partial IP_{PRIV}$ , /  $\partial IP_{PUB}$ , sea constante en (3) y (5); si lo último no fuera aceptable, sería preciso estudiar especificaciones semilogarítmicas o incluso del tipo Box-Cox, para capturar no linealidades.

En segundo lugar, parece interesante buscar la conexión entre inversión pública y privada doméstica, en vez de hacerlo con la inversión privada total y que incluye la extranjera. Presumiblemente, los determinantes de la inversión privada nacional son de distinta naturaleza, además de que para los fines de calcular la tasa social de descuento (que motiva este artículo) interesa identificar los determinantes de la inversión privada doméstica.

En tercer lugar, y especialmente al tener en mente que los efectos de la inversión pública sobre la privada doméstica pueden extenderse por muchos períodos, quizás convenga explorar especificaciones funcionales que permitan una reacción con rezago de una forma más compleja que la que permite la tasa de crecimiento del PIB rezagada.<sup>4</sup> Aquí convendría evaluar la potencialidad de agregar la inversión pública rezagada directamente a los regresores, que es una solución simple. Alternativamente y si ello no fuera aceptable, podría considerarse alguna otra forma funcional a lo Koyck que admita (negativos) efectos *crowding out* contemporáneos y (positivos) efectos complementarios futuros.<sup>5</sup>

En cuarto lugar, convendría estudiar la sustitución de la variable deuda externa sobre exportaciones, por la variable deuda sobre PIB. Aquí se tiene la presunción que la restricción a la inversión impuesta por la deuda externa se relaciona con las posibilidades de pagarla, que a su vez está conectada con las posibilidades de exportar parte de la producción doméstica destinada al consumo.

Por último, la nueva especificación funcional que se propone considerar (sin logaritmos e intentando identificar los determinantes de la inversión privada doméstica, sustituyendo la tasa de deuda externa sobre exportaciones por la tasa sobre el PIB y agregando la variable inversión pública rezagada al conjunto de regresores), quizás logre que la tasa de interés sea uno de los determinantes de la inversión privada, que en Agosin (1995) no resultó significativa para América Latina ni para Asia del Este, pero sí en Larraín y Vergara (1993) para Asia del Este.

<sup>4</sup> Aquí, no obstante, pareciera prudente no agregar la variable de inversión privada rezagada un período a los regresores en un modelo de ajuste parcial estándar, porque se podría estar forzando el resultado de que un (negativo) efecto *crowding out* contemporáneo implique efectos futuros alternando en signo.

<sup>5</sup> Agradezco a Rodrigo Fuentes el haber puntualizado esta estrategia de modelamiento alternativa.

## 5. LOS DETERMINANTES DE LA INVERSION PRIVADA DOMESTICA CHILENA Y ESTIMACION DE SU *CROWDING OUT*

### 5.1. El modelo propuesto para Chile

Se utilizan los datos que sirvieron de base al estudio de Agosin (1995), con dos cambios. En primer lugar, se ha sustituido la información de inflación, por corresponder a la inflación anual diciembre a diciembre oficial. Para Chile, es bastante conocido que la tasa oficial está subestimada en los años 1971-73, porque considera la evolución de precios al consumidor fijados por la autoridad económica, no siendo los de mercado. Se considera la serie de inflación construida por el profesor José Yáñez y otros investigadores, que se conoce como la corrección Yáñez-Cortázar-Marshall; corresponde a inflaciones entre años. Con tal serie se recalcula el coeficiente de variación de la inflación,  $VINF(YCM)$ , tal como lo hace Agosin: desviación estándar dividida por la media, para tres años.

El segundo cambio es la sustitución de la serie de tasa de interés. La serie original comienza en 1977 solamente, por lo que se utiliza la serie de tasa de interés pagada por el Banco del Estado de Chile a sus ahorrantes, reportada en Gutiérrez, Sánchez y Wunder (1993). Tal serie adolece de un defecto, no obstante, pues las tasas son anormalmente bajas para el período 1971-73, considerando las condiciones económicas de la época; son el reflejo de represión financiera y pudiera no ser todo lo representativo que se quisiera; pero no se contó con ninguna otra serie de tasas de interés para *todo* el período 1970-92. Por tal motivo y en definitiva, el modelo considera también una variable *dummy* para los años 1970, 1971 y 1972, postulándose un cambio de régimen que tal variable capturaría. Esto último es bastante convencional en modelos para Chile. La variable *dummy* toma valores unitarios en los tres años mencionados y cero, en los otros.

El modelo estimado se reporta en lo que sigue e incluye un término de promedios móviles para el término de error, representado por  $MA(\epsilon_t)$ :

$$\begin{aligned}
 TIPRIVD_t = & 29,14 - 0,85 TIPUB_t + 0,44 TIPUB_{t-1} + 0,11 (\Delta PIB/PIB)_{t-1} + \\
 & (13,3) \quad (-3,20) \quad (1,87) \quad (2,90) \\
 & - 0,040 (p/p)_t - 0,00030 DEUDA/PIB_t - 3,65 VINF(YCM)_t + \\
 & (-3,31) \quad (-2,52) \quad (-2,65) \quad (11) \\
 & - 3,38 \log(tasa\ interés)_t - 7,62 dummy_t - 0,91 MA(\epsilon_t) \\
 & (-2,69) \quad (-7,29) \quad (-2,44)
 \end{aligned}$$

$R^2=96,0\%$

$R^2\text{ ajustado}=93,0\%$

$D-W=2,12$

$F=32,1,$

donde los valores de los estadísticos t muestrales se han puesto entre paréntesis y bajo cada coeficiente de regresión; las tasas están expresadas en porcentajes.

El modelo (11) tiene todos sus coeficientes con los signos esperados, aunque la significancia del coeficiente de  $TIPUB_{t-1}$  es pequeña: al contrario del resto de los coeficientes de regresión, no es significativamente distinto de cero al 95 por ciento de nivel de confianza (pero sí al 90%).

Nótese la ausencia de la variable  $CRED_t$  que no resultó significativa, que el coeficiente de  $TIPUB_t$  es negativo (implicando *crowding out* entre inversión pública y privada), y que el de  $TIPUB_{t-1}$  es positivo (sugiriendo complementariedad hacia el futuro, aunque podría ser nulo). Destaca el hecho de que la tasa de interés es significativa al 95 por ciento de confianza (y que en los modelos estimados por el profesor Agosin no lo fue). De cualquier modo, el modelo puede estar afecto a algún sobreajuste, porque quedan sólo 12 grados de libertad (pues se estima con 22 observaciones y 9 variables explicativas más la constante).

## 5.2. Implicancias de *crowding out* entre inversión pública y privada

Siguiendo el proceso de evaluación de las secciones 1 a 3, se reconocen las siguientes relaciones para cuantificar el efecto contemporáneo de aumentos en la inversión pública (equivalentes a las fórmulas 5 y 6):

$$\left( \frac{dIPRIVD_t}{dIPUB_t} \right)_{dIPRIVD_t, +dIPUB_t, +dCONSUMO_t, =0 \text{ ó } dPIB_t, =0, dDEUDA_t, =0} = \beta_4 \quad (12)$$

$$\left( \frac{dIPRIVD_t}{dPIB_t} \right)_{dIPRIVD_t, +dIPUB_t, -dDEUDA_t, +dCONSUMO_t, =0} = \quad (13)$$

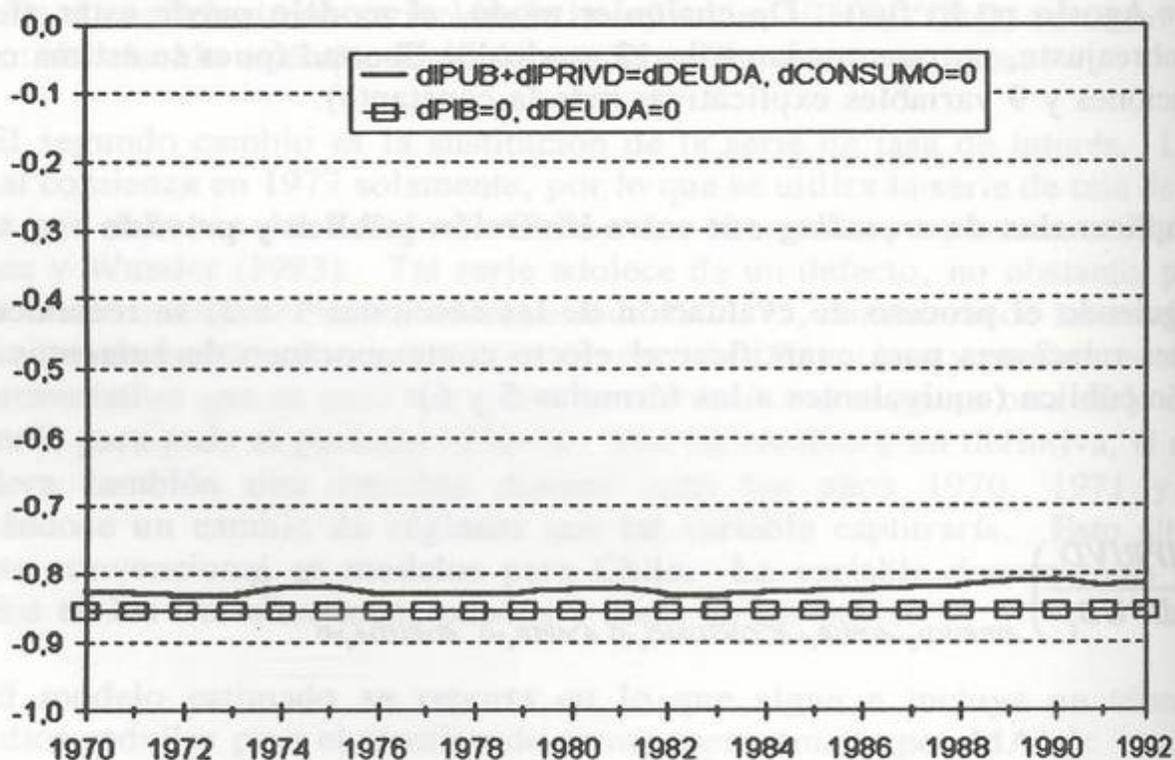
$$= \frac{\beta_4 + TIPRIVD_t - \beta_3 TDEUDA_t - \beta_4 TIPUB_t + \beta_3}{1 - TIPRIVD_t + \beta_3 TDEUDA_t + \beta_4 TIPUB_t - \beta_3}$$

donde  $\beta_4 = -0,85$  es el coeficiente de regresión de  $TIPUB_t$  en el modelo (11) y  $\beta_3 = -0,00030$  el de  $TDEUDA_t = DEUDA_t / PIB_t$ .

En el gráfico 4 se presentan los resultados de aplicar las dos fórmulas recién presentadas y corroboran que, al contrario de lo sugerido por los resultados de Agosin, existiría *crowding out* entre inversión pública y privada. También muestra que la forma de financiamiento de la inversión influye en ello: el factor *crowding out* sería un tanto menor (en valor absoluto), cuando los aumentos de inversión doméstica (pública y privada) pueden financiarse con deuda externa.

GRAFICO 4

EFFECTOS *CROWDING OUT* ENTRE INVERSION PUBLICA Y PRIVADA OBTENIDOS CON LAS FORMULAS (12) Y (13): CHILE 1970-1992



El gráfico 4 sugiere que ante financiamiento con deuda externa, existiría una tendencia a que el *crowding out* disminuyera, lo que es consecuente con la visión de que Chile tiene en la actualidad mayor acceso al mercado internacional de capitales. Por ejemplo, podría postularse que en los años de la llamada crisis de la deuda, sin acceso al mercado internacional de capitales, el factor *crowding out* era del orden de -0,85; pero el retorno de las posibilidades de financiamiento externo reduce inmediatamente tal factor (en valor absoluto) a -0,82 o incluso menos, como parece ser la tendencia sugerida por el gráfico; más adelante se volverá sobre esto último.

### 5.3. Implicancias de complementariedad para un año hacia el futuro

Las siguientes dos fórmulas permiten calcular los efectos, para un año hacia adelante, las que ignoran la conexión sugerida por el componente de promedios móviles MA de la fórmula (11), por simplicidad.

$$\left( \frac{dIPRIVD_{t+1}}{dIPUB_t} \right)_{dIPRIVD+dIPUB+dCONSUMO=0 \text{ y } dPIB=0, dDEUDA=0, dIPUB_{t-1}=0} = \beta_8. \quad (14)$$

$$\left( \frac{dIPRIVD_{t+1}}{dIPUB_t} \right)_{dDEUDA=dIPUB+dIPRIVD, dCONSUMO=0, dIPUB_{t-1}=0} =$$

$$= \frac{(\beta_8 + \beta_1(RY_t + 1) - \beta_8 TIPUB_t)(RY_{t+1} + 1) + \beta_3(1 + \text{tasa de interés}_t)}{1 - TIPRIVD_{t+1} + \beta_3 TDEUDA_{t+1} + \beta_4 TIPUB_{t+1}} + \quad (15)$$

$$+ \frac{(\beta_1(RY_t + 1) - \beta_8 TIPUB_t)(RY_{t+1} + 1) + \beta_3(1 + \text{tasa de interés}_t)}{1 - TIPRIVD_{t+1} + \beta_3 TDEUDA_{t+1} + \beta_4 TIPUB_{t+1}} \left( \frac{dIPRIVD_t}{dIPUB_t} \right),$$

donde  $\beta_8 = +0,44$  es el coeficiente de regresión de  $TIPUB_{t-1}$  en el modelo (11) y  $RY_t = PIB_t/PIB_{t-1} - 1$  es la tasa de crecimiento del PIB<sub>t</sub>; las tasas están expresadas en tanto por uno.

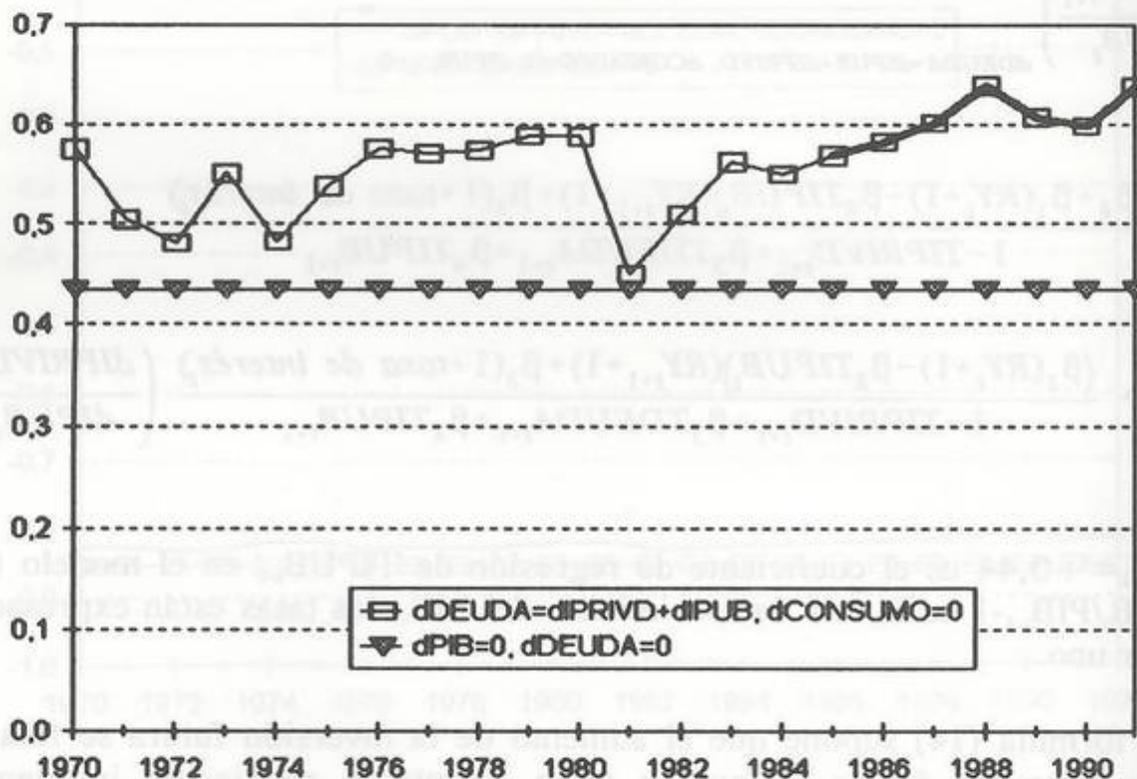
La fórmula (14) supone que el aumento de la inversión futura se financia a costa de consumo futuro y, por lo tanto, acepta la restricción intertemporal  $dPIB_{t+1}/dIPUB_t = 0$  (además de  $dPIB_t/dIPUB_t = 0$ , tal como en 12). La fórmula (15) es la contrapartida de la (6) deducida para el modelo del profesor Agosin y supone que los aumentos de inversión se financian con deuda externa, incluidos los intereses que genera el endeudamiento contemporáneo.

Nótese la diferencia con lo que se había obtenido en la sección 3 ante el supuesto de falta de acceso al financiamiento externo, con aumentos de inversión conseguidos a costa de consumo. Por incluirse la variable  $TIPUB_{t-1}$  entre los regresores del modelo (11), se captura el efecto de complementariedad que la fórmula (14) recoge (y que antes era nulo, en el modelo de Agosin).

En el gráfico 5 se ilustra sobre los resultados que se obtienen al aplicar las dos últimas fórmulas; lo que llama la atención es la magnitud del efecto de un aumento en la inversión pública para un año hacia el futuro, en la inversión privada doméstica; la magnitud del efecto es relativamente grande, especialmente al suponer que los aumentos de inversión se financian con deuda externa. Esto es probablemente una consecuencia de la imprecisión con la que se ha estimado el factor  $\beta_1$ , que bien pudiera ser más pequeño que el valor 0,44 (e incluso nulo).

GRAFICO 5

**EFFECTOS DE COMPLEMENTARIEDAD UN AÑO HACIA ADELANTE OBTENIDOS CON LAS FORMULAS (14) Y (15): CHILE 1970-1991**



*Nota: Más remarcado se ilustra el uso de la fórmula (15) al incluir el efecto de la tasa de interés para los años en que se tiene tal información; sin remarcar se ignora tal efecto. Ello permite concluir que la omisión no altera resultados, tal como antes con el gráfico 2b.*

**5.4. Implicancias de complementariedad para dos años hacia el futuro**

Para dos años hacia adelante, se tiene la implicancia de nulo efecto en el caso de que los aumentos de inversión sean a costa de consumo; para el caso de financiamiento con deuda externa, se tiene la fórmula (16) siguiente, que ignora alguna conexión asociada al término de promedios móviles MA que la fórmula (11) recoge, por simplicidad:

$$\left( \frac{dIPRIVD_{t+2}}{dIPUB_t} \right)_{dDEUDA=dIPRIVD+dIPUB, dCONSUMO=0, dIPUB_{t+1}=0, dIPUB_{t+2}=0} =$$

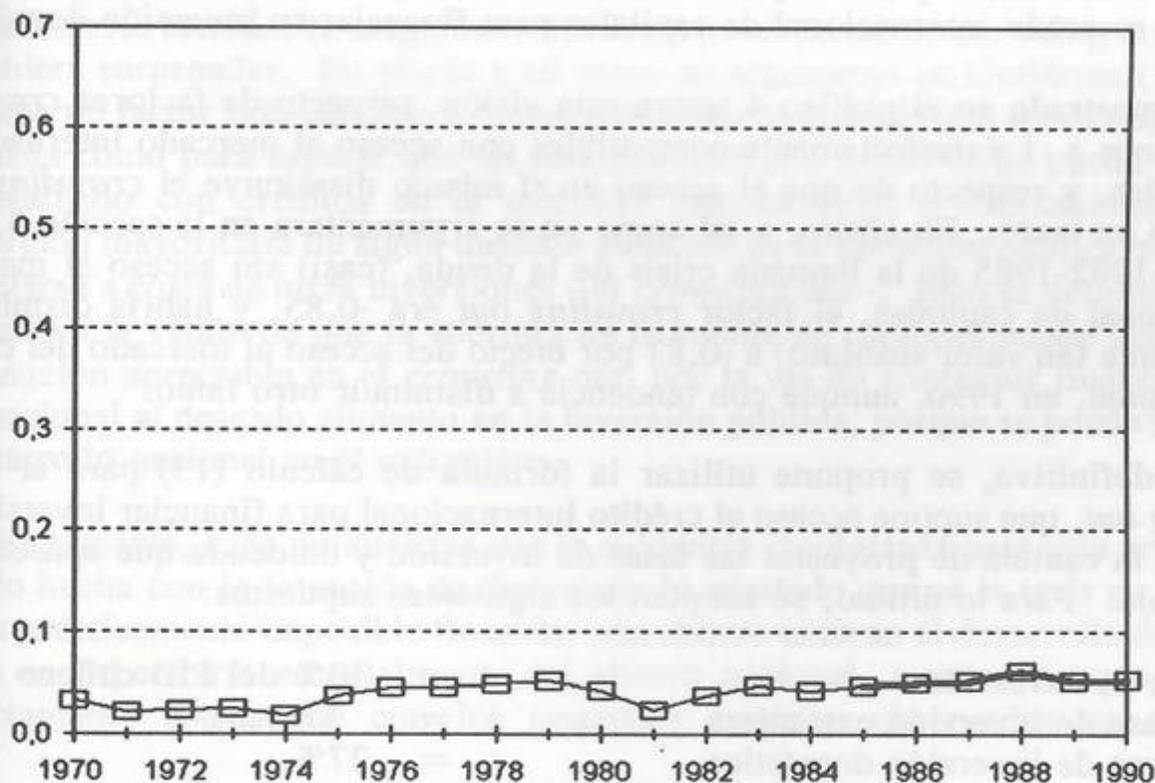
$$= \frac{[\beta_1(RY_{t+1}+1) - \beta_8 TIPUB_{t+1}](RY_{t+2}+1)}{1 - TIPRIVD_{t+2} + \beta_3 TDEUDA_{t+2} + \beta_4 TIPUB_{t+2}} \left( \frac{dIPRIVD_{t+1}}{dIPUB_t} \right) + \quad (16)$$

$$+ \frac{-\beta_1(RY_{t+2}+1)(RY_{t+1}+1)^2 + \beta_3(1+interés_t)(1+interés_{t+1})}{1 - TIPRIVD_{t+2} + \beta_3 TDEUDA_{t+2} + \beta_4 TIPUB_{t+2}} \left( 1 + \frac{dIPRIVD_t}{dIPUB_t} \right).$$

En el gráfico 6 se presentan los resultados de utilizar la fórmula (16); ello sugiere que los efectos para dos años en el futuro se diluyen, pudiendo ser nulos, en caso de que los aumentos de inversión sean a costa de consumo. No obstante, tal resultado está condicionado al supuesto que ignora la conexión sugerida por el término de promedios móviles MA de la fórmula (11).

GRAFICO 6

EFFECTOS DE COMPLEMENTARIEDAD DOS AÑOS HACIA ADELANTE OBTENIDOS CON LA FORMULA (16): CHILE 1970-1990



Nota: Más remarcado se ilustra el uso de la fórmula (16) al incluir el efecto de la tasa de interés para los años en que se tiene tal información; sin remarcar se ignora tal efecto. Ello permite concluir que la omisión no altera resultados, tal como antes con el gráfico 3b.

## 5.5. Tendencias de *crowding out* entre inversión pública y privada

Para calcular la tasa social de descuento para Chile, se requiere estimar el *crowding out* que se espera para los años venideros, en vez de sólo reconocer el que ha prevalecido en el pasado. Para ello, se parte considerando un escenario en que es válido suponer que la inversión sí se puede financiar con deuda externa (considerado al deducir la fórmula 13 para el factor de *crowding out*), en vez del escenario en que se supone que el país no tiene acceso al financiamiento internacional y los aumentos de inversión se financian a costa de consumo (considerado al deducir la fórmula 12).

Para evitar confusiones respecto a lo que implica el escenario elegido, aquí se trae a colación la argumentación y revisión de la literatura sobre movilidad internacional de capitales presentada en Gutiérrez (1995). En tal referencia se argumenta que las metas de déficit en cuenta corriente de los bancos centrales limitan las posibilidades de endeudamiento externo de los países, sobre lo que no tienen opción, a pesar de que la cuenta de capitales aparente estar bastante abierta. Ello tiene la consecuencia de que, en la práctica, los países tengan que depender fundamentalmente de su propio ahorro, para financiar sus inversiones. Esto es, los países no logran financiar más que una proporción minoritaria de su desarrollo en el extranjero (si es que lo logran), que es lo que conduce a esperar un factor *crowding out* entre inversión pública y privada más cercano a -1, que a cero. De hecho, el sorprendente aumento de la inversión en Chile de los últimos quince años (comparado con sus vecinos latinoamericanos) se debe mucho más a los aumentos del ahorro doméstico y del flujo de inversión extranjera directa, que a un mayor acceso al mercado internacional de capitales para financiar su inversión doméstica.

Lo mostrado en el gráfico 4 apoya esta visión, respecto de factores *crowding out* cercanos a -1 y perfectamente compatibles con acceso al mercado internacional de capitales, y respecto de que el acceso en sí mismo disminuye el *crowding out*, pero sólo un tanto. En efecto, y tal como ya se argumentara en la sección 5.2, en los años 1982-1985 de la llamada crisis de la deuda, (casi) sin acceso al mercado internacional de capitales, el factor *crowding out* era -0,85, y habría disminuido escasamente (en valor absoluto) a -0,82 por efecto del acceso al mercado del capital internacional, en 1990, aunque con tendencia a disminuir otro tanto.

En definitiva, se propone utilizar la fórmula de cálculo (13) para el factor *crowding out*, que supone acceso al crédito internacional para financiar inversiones, pero con la cautela de proyectar las tasas de inversión y de deuda que aparecen en tal fórmula. Para lo último, se adoptan los siguientes supuestos:

Tasa de inversión	=	30% del PIB chileno
Tasa de inversión extranjera	=	3%
Tasa de inversión doméstica	=	27%
Tasa de inversión privada doméstica	=	23%
Tasa de inversión pública	=	4%
Tasa de deuda externa	=	30% del PIB chileno

Ello conduce a un factor *crowding out* de  $-0,802$ , por directa aplicación de la fórmula (13). Con esto se concluye, en definitiva, la sección de estimación del factor de *crowding out* entre inversión pública y privada para Chile, notando dos cosas. Primero, que tal valor de  $-0,80$  es un tanto menor (en valor absoluto) a los valores de  $-0,85$  ó  $-0,82$  mostrados en el gráfico 4 y que han prevalecido en el pasado chileno. Segundo, que el valor  $-0,80$  es casi coincidente con el  $-0,79$  utilizado por los profesores Desormeaux, Díaz y Wagner (1988, p. 181), para proyectar valores de la tasa social de descuento chilena, aunque por un método diferente.<sup>6</sup>

## 6. RESUMEN Y CONCLUSIONES

En este artículo se ha tenido como meta estimar el factor de *crowding out* entre inversión pública y privada relevante para Chile y que es una pieza clave para calcular la tasa social de descuento, de acuerdo al enfoque Harberger de evaluación social de proyectos. Para ello, se ha tenido en mente que resulta más apropiado estimar tal factor mediante algún modelo de comportamiento macroeconómico en vez de microeconómico, no obstante que lo típico sea lo último, de acuerdo a lo que se argumenta en Gutiérrez (1995). El modelo macroeconómico considerado es una variante del postulado y estimado por Agosin (1995), con los determinantes de la inversión privada en América Latina y Asia del Este, aunque aplicado a Chile, solamente.

En cierto sentido, la magnitud obtenida para el factor de *crowding out* chileno no debiera sorprender. En efecto y tal como se argumenta en Gutiérrez (1995), se esperaba un factor más cercano a  $-1$  que a  $0$ , sobre la base de que no se debe ser tan optimista como para esperar que un país en desarrollo como Chile pueda financiar su desarrollo con créditos en el mercado internacional, e inevitablemente una proporción mayoritaria de algún deseado aumento en la inversión pública tendrá que financiarse a costa de otras inversiones —el *crowding out*—. Esto es definitivamente contrario a la visión de que la apertura de la cuenta de capitales puede inducir una disminución apreciable en el *crowding out*, por la vía de conseguir financiamiento internacional al deseado aumento en la inversión pública, porque se puede financiar el desarrollo nacional en el extranjero.

Finalmente, cabe puntualizar que la evidencia recolectada para este artículo no ha sido hecha con la intención de demostrar lo acertado que es la tesis en cuanto a que es prácticamente imposible financiar con ahorro externo el desarrollo de un país y que se dependería esencialmente del ahorro nacional, a pesar de que ello sea perfectamente consistente con los pequeños cambios observados en el factor

<sup>6</sup> No obstante, y tal como se muestra en el apéndice, la coincidencia entre el valor  $-0,80$  estimado en este artículo por intermedio de un modelo macroeconómico y el valor  $-0,79$  estimado por los profesores Desormeaux, Díaz y Wagner por intermedio de un enfoque microeconómico, tiene mucho de casual.



## APENDICE

### Implicancias para elasticidades respecto de la tasa de interés

En el cálculo de la tasa social de descuento se referencia el rol del *crowding out* entre inversión pública y privada, y las elasticidades respecto a la tasa de interés que conducen a deducirlo. Para ello, suele utilizarse un enfoque microeconómico de equilibrio parcial entre la demanda de fondos para inversión (que la inversión pública puede aumentar con un proyecto del sector público), y la oferta de fondos para inversión (ahorro doméstico y externo). Véase, por ejemplo, Desormeaux, Díaz y Wagner (1988), Fontaine (1994), y Gutiérrez (1995); en la primera referencia citada se utiliza tal enfoque para identificar el factor *crowding out* -0,79 ya mencionado. No obstante, el modelo (11) origina la fórmula (13) para el factor *crowding out* con un valor proyectado similar (-0,80), y cabe la pregunta sobre qué elasticidades están implícitas, tema que se aborda a continuación.

La fórmula de cálculo del factor *crowding out* estimado en -0,80 es la siguiente (fórmula 4 en Gutiérrez, 1995, p.78, aunque reconociendo su signo):

$$\text{factor crowding out} = -0,80 = \frac{\eta}{-\eta + \epsilon}, \quad (17)$$

donde  $\eta$  es la elasticidad de la demanda por fondos para inversión, y  $\epsilon$  la del ahorro (interno y externo) y que es la oferta de fondos para inversión. Respecto a la elasticidad  $\eta$  de la demanda, el modelo (11) provee información para calcularla, pues indica que es válida la siguiente fórmula, ante los supuestos de que los aumentos de inversión privada originados en disminuciones de la tasa de interés se financian con deuda externa y que el consumo se mantiene inalterado (tal como antes, al deducir el factor *crowding out* de la fórmula 13):

$$\eta_{\text{interés\%}} = \frac{1}{TIPRVD} \frac{1}{1 - \beta_3 - TIPRVD + \beta_4 TIPUB + \beta_3 TDEBT} 0,01 \beta_9, \quad (18)$$

donde  $\beta_9 = -3,38$  es el coeficiente de regresión de log(tasa de interés) en el modelo (11), para tasas sobre el PIB medidas en tanto por uno (y tomando en cuenta también que la ecuación de regresión 11 es para tasas porcentuales); la fórmula (18) se refiere a la elasticidad interés de la inversión privada doméstica, exclusivamente (y que es la que interesa para calcular el factor *crowding out* con el que se estima la tasa social de descuento).

Luego, para los supuestos  $TIPRVD=0,23$ ,  $TIPUB=0,04$  y  $TDEBT=0,30$  ya presentados, se obtiene  $\eta = -0,20$ . Este valor es bastante diferente a la elasticidad -0,75 utilizada por Desormeaux, Díaz y Wagner (1988) para proyectar valores de la tasa social de descuento.

La diferencia entre la elasticidad interés de -0,20 y la de -0.75 amerita alguna investigación, para dilucidar sobre cuál es una mejor estimación de ella. Dos ejercicios se proponen con ese fin. El primero es a partir de una rebaja de la tasa de interés como la que pueda producirse ante una disminución en el riesgo país y, el otro, ante una rebaja de la tasa de interés como la que se produjo entre 1981 y 1988.

Durante 1995 se ha producido una disminución en el riesgo de no pago de la deuda externa chilena, según las mediciones de empresas internacionales de clasificación de deuda y que las han llevado a clasificar la deuda pública chilena con la calificación A. Esto se traduciría en una menor tasa a la cual Chile puede obtener créditos en el extranjero.

Para ganar intuición sobre esto, algunos datos de tasas de interés ayudan a conformar el primer ejercicio. La tasa prevaleciente en el año 1995 ha sido en torno al 6 por ciento real anual, en los pagarés a largo plazo del Banco Central de Chile.<sup>7</sup> Pero paralelamente a la tasa vigente de 6 por ciento anual, el Banco del Estado de Chile ha pagado sólo 4 por ciento a sus ahorrantes; tal tasa es la usada para obtener la ecuación de regresión (11). Luego, parece ser que el 6 por ciento de los pagarés del Banco Central es equivalente al 4 por ciento pagado por el Banco del Estado, quizás porque los costos de la intermediación financiera para captar fondos del último banco mencionado son equivalentes a dos por ciento anual.

Luego, al postularse una rebaja de medio punto porcentual en la tasa de interés por disminución en el riesgo país, se tendría una rebaja del 6 al 5,5 por ciento para los pagarés de largo plazo del Banco Central de Chile, y una rebaja del 4 al 3,5 por ciento para la tasa que el Banco del Estado de Chile paga a sus ahorrantes.

La rebaja del 4 al 3,5 por ciento implica un aumento en la inversión doméstica, por ese solo hecho, lo que se puede medir con la elasticidad interés. Para la elasticidad interés de -0,20 calculada en este artículo, se obtiene un aumento del orden de  $([3,5/4,0]^{-0,20} = 1,027 \rightarrow)$  2,7 por ciento en la inversión privada doméstica, implicando, a su vez, un aumento en la tasa de inversión en torno al 0,48 por ciento, desde el 23 por ciento del PIB supuesto anteriormente, al 23,48 por ciento. No obstante, con la elasticidad -0,75 supuesta por Desormeaux, Díaz y Wagner se obtiene un aumento en la inversión privada doméstica en torno al  $([3,5/4,0]^{-0,75} = 1,105 \rightarrow)$  10,5 por ciento, que aumentaría la tasa de inversión en 1,82 por ciento, desde el 23 al 24,82 por ciento del PIB.

La diferencia entre los aumentos implicados en la inversión privada doméstica es evidente, entre los dos supuestos de elasticidad: para un PIB de US\$80.000

<sup>7</sup> Excepto en el último trimestre de 1995, en que las tasas subieron hasta 6,7 por ciento; para los fines de este ejercicio se ignora esta alza.

millones anuales (que podría alcanzarse alrededor del año 2000), la elasticidad obtenida en este estudio ante una rebaja de medio punto porcentual en la tasa de interés es un aumento en la inversión privada doméstica de US\$500 millones anuales, pero con la elasticidad de Desormeaux, Díaz y Wagner, de US\$1.900 millones.

El segundo ejercicio propuesto para comparar implicancias de elasticidades interés considera la rebaja en la tasa de interés real pagada por el Banco del Estado de Chile a sus ahorrantes, del 8,5 por ciento de 1981 al 3,35 por ciento de 1988; entre tales años la tasa de inversión privada doméstica aumentó 7 por ciento. Con la elasticidad  $-0,20$ , tal rebaja en la tasa de interés aumenta la inversión en  $[(3,35/8,5)^{-0,20} = 1,20 \rightarrow]$  20 por ciento; pero con la elasticidad  $-0,75$ , el aumento es de  $[(3,35/8,5)^{-0,75} = 2,01 \rightarrow]$  101 por ciento.<sup>8</sup>

En este punto es conveniente citar las elasticidades referenciadas en el propio artículo de Desormeaux, Díaz y Wagner (1988, sección 2.2.1), para la inversión en los EE.UU.: (i)  $-0,23$  obtenido por Bischoff en un estudio de 1970 (para la inversión en estructuras no residenciales), (ii)  $-0,0$  obtenido por Maccini y Rossana en un estudio de 1981 (para inventarios de bienes finales), (iii) entre  $-0,147$  y  $-0,224$  obtenida por Irvine en un estudio también de 1981 (para los inventarios mayoristas), y (iv) entre  $-0,10$  y  $-0,15$  obtenido por Sinai, Lin y Robins en un estudio de 1983 (para inversiones en maquinarias y equipos y en estructuras privadas no residenciales). Esto es, el valor encontrado en este artículo de una elasticidad  $-0,20$  parece estar más en línea con los encontrados para los EE.UU., que el valor supuesto de  $-0,75$  para Chile. Todas estas cifras hablan por sí mismas, para concluir en favor del valor obtenido en este estudio.

De cualquier modo, el valor  $-0,20$  para la elasticidad de la demanda en conjunto con el valor para el factor *crowding out*  $-0,80$  conduce a  $\epsilon = +0,05$ . Naturalmente, este valor para la elasticidad oferta del ahorro es también muy distinto al valor  $+0,20$  considerado por Desormeaux, Díaz y Wagner (1988). Pero además de la diferencia numérica misma, estos autores (1988, sección 2.3.4)

<sup>8</sup> Los efectos medidos en el primer ejercicio suponen que el PIB se incrementa de acuerdo a la relación  $dPIB = dIPRVD$ . También supone que la elasticidad supuesta por Desormeaux, Díaz y Wagner es con respecto a la tasa de interés del Banco del Estado de Chile; si la elasticidad  $-0,75$  fuera medida con respecto a la tasa de los pagarés del Banco Central de Chile, que en el ejercicio disminuiría de 6 a 5,5 por ciento, se obtendría: la inversión se incrementaría en  $[(5,5/6,0)^{-0,75} = 1,067 \rightarrow]$  6,7 por ciento, equivalente a US\$1.200 millones anuales para la tasa de inversión de 23 por ciento y el PIB de US\$80.000 millones, y la tasa de inversión aumentaría de 23 a 24,2 por ciento.

Por otra parte, en el segundo ejercicio, la elasticidad interés de la demanda de los años 1981 y 1988 es del orden de  $-0,26$ , calculada con la fórmula (18) y con los datos de tasas de inversión y de deuda externa de esos años. Con esta nueva elasticidad, el aumento en la inversión es de  $[(3,35/8,5)^{-0,26} = 1,274 \rightarrow]$  27,4 por ciento, para una disminución en la tasa de interés pagada por el Banco del Estado de Chile a sus ahorrantes del 8,5 al 3,35 por ciento. En contraste, la tasa de interés referenciada por Desormeaux, Díaz y Wagner en su cuadro 15 cayó desde 12,02 a 4,57 por ciento entre 1981 y 1988, lo que implicaría un aumento en la inversión privada doméstica de  $[(4,57/12,02)^{-0,75} = 2,07 \rightarrow]$  107 por ciento, calculado con la elasticidad  $-0,75$  elegida por ellos.

adoptaron el supuesto de que el ahorro externo no era fuente de financiamiento de aumentos de inversión. Lo último resultaba convincente para 1987, año de realización del estudio, porque Chile (casi) no tenía acceso al mercado internacional de capitales. No obstante, para proyectar, se mantuvo tal supuesto de inaccesibilidad y se consideró nula elasticidad oferta para el ahorro externo. Lo último pudo haber sido considerado por la apreciación de que un país en desarrollo no consigue financiarlo con préstamos externos, una argumentación en la misma línea presentada en Gutiérrez (1995).

Aquí cabe recordar que las elasticidades de Desormeaux, Dfáz y Wagner y utilizadas para calcular la tasa social de descuento descansan más en lo que consideraron valores razonables para las elasticidades, que en evidencia. Por ejemplo, ante el fracaso en estimar elasticidades oferta del ahorro doméstico respecto a la tasa de interés, Desormeaux, Dfáz y Wagner (1988, secciones 2.3.1 a 2.3.3) supusieron el valor  $+0,2$  (con sólo una cifra significativa por ese hecho, aparentemente), aunque admitiendo la posibilidad de valores en el rango desde  $+0,1$  a  $+0,3$ , sobre la base de que la nula significancia de tal elasticidad en los intentos econométricos de estimación eran más el resultado de falta de calidad en los datos, que de un valor nulo, propiamente tal. Pero al recomendar valores para esta elasticidad en el cálculo de la tasa social de descuento, simplemente se considera el valor  $+0,2$ .

En cuanto a la elasticidad de la demanda por inversión respecto de la tasa de interés, los autores citados (1988, sección 2.1) tampoco fueron exitosos en estimar tal elasticidad y simplemente definieron un valor razonable de  $-0,75$ , aunque admitiendo valores posibles en el rango desde  $-1,0$  a  $-0,5$ , supuestamente sobre la base de estimaciones efectuadas para los EE.UU. Nuevamente, al recomendar valores para calcular la tasa social de descuento, se considera sólo  $\eta = -0,75$ , haciendo hincapié que corresponde a un valor de largo plazo y apropiado para prever efectos en la inversión ante cambios permanentes en la tasa de interés (no obstante que interesa prever efectos ante aumentos temporales en la inversión pública).

En definitiva, la coincidencia entre el factor *crowding out* obtenido para este comentario y el sugerido por Desormeaux, Dfáz y Wagner tiene mucho de casualidad. No obstante, esto puede interpretarse como de reconocimiento a la intuición de los profesores indicados, que con escasa evidencia aciertan en el factor *crowding out*, componente crucial de la fórmula de cálculo de la tasa social de descuento (sobre lo que parece ser más fácil tener buena intuición, que sobre las elasticidades que lo originan). Además, todo esto ratifica lo concluido en Gutiérrez (1995), de que conviene intentar el uso de modelos macroeconómicos indirectos para estimar el factor *crowding out*, en vez de hacerlo por intermedio de estimaciones directas de elasticidades.

## REFERENCIAS

- AGOSIN, MANUEL (1995): "A Tale of Two Regions: Investment in Latin America and East Asia," *Estudios de Economía*, Vol. 22, 45-71.
- DESORMEAUX, JORGE; PATRICIO DIAZ y GERT WAGNER (1988): "La tasa social de descuento", *Cuadernos de Economía*, Año 25, 125-191.
- FONTAINE, ERNESTO (1994): *Evaluación social de proyectos* (décima edición), Ediciones Universidad Católica de Chile (Santiago).
- GRAMLICH, EDWARD M. (1994): "Infrastructure Investment: A Review Essay," *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXII, 1176-1196.
- GUTIERREZ, HECTOR (1995): "La tasa social de descuento y el rol del *crowding out* entre inversión pública y privada", *Estudios de Economía*, Vol. 22, 73-99.
- GUTIERREZ, HECTOR; RAFAEL SANCHEZ y DIETER WUNDER (1993): "Efectos cuantitativos de la Ley de Fomento Forestal chilena", *Documento de Trabajo N° 120* del Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- HOLTZ-EAKIN, DOUGLAS (1993): "Correspondence: Public Investment in Infrastructure," *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 7, 231-234.
- LARRAIN, FELIPE y RODRIGO VERGARA (1993): "Inversión y ajuste macroeconómico: El caso del Este de Asia", *El Trimestre Económico*, Fondo de Cultura Económica de México Vol. LX, 293-351.
- MUNNEL, ALICIA H. (1992): "Policy Watch: Infrastructure Investment and Economic Growth," *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 6, 189-198.