

## LOS EFECTOS DE LA SEGURIDAD SOCIAL La experiencia de diecisiete países\*

*Paul Evans*\*\*

### RESUMEN

Este artículo examina una ecuación de Euler para el consumo *per capita* a fin de investigar si la seguridad social aumenta el consumo *ceteris paribus* en 17 países. Con base en el trabajo seminal de Feldstein, la bibliografía ha estimado funciones de consumo para resolver este interrogante. Desafortunadamente, las funciones de consumo confunden los parámetros estructurales y los de expectativas, lo que torna problemática su interpretación. Además, si sus variables son estacionarias en las diferencias, el método de mínimos cuadrados podría producir estimaciones paramétricas incongruentes y en la virtual totalidad de los casos debe producir errores estándares incongruentes para los parámetros estimados. En cambio, con supuestos razonables, el método generalizado de los momentos estima congruentemente los parámetros y los errores estándares de las ecuaciones de Euler. Además, los parámetros son interpretables con más facilidad. El ensayo encuentra sólidas pruebas de que la seguridad social aumenta el consumo *ceteris paribus*. Además, las estimaciones de coeficientes implican grandes efectos negativos en las tasas de crecimiento del acervo de capital, la producción y el consumo a lo largo de sus tasas de crecimiento equilibrado, o bien en sus niveles.

### ABSTRACT

This paper estimates an Euler equation for per capita consumption to investigate whether social security increases consumption *ceteris paribus* in seventeen countries. Following the seminal work of Martin Feldstein, the literature has estimated consumption functions to address this question. Unfortunately, consumption functions confound structural and expectational parameters, making their interpretation problematical. Furthermore, if their variables are difference-stationary, least squares may produce inconsistent parameter estimates and must virtually always produce inconsistent standard errors for the estimated parameters. By contrast, under reasonable assumptions,

\* *Palabras clave*: seguridad social, consumo, ecuación de Euler, equivalencia ricardiana. *Clasificación JEL*: E21, E62, H31. Artículo recibido en junio de 2006 [traducción del inglés de Eduardo L. Suárez].

\*\* Departamento de Economía, Ohio State University (correo electrónico: [evans.21@osu.edu](mailto:evans.21@osu.edu)).

generalized method of moments consistently estimates the parameters and standard errors of Euler equations. Moreover, the parameters are more readily interpretable. The paper finds strong evidence that social security increases consumption *ceteris paribus*. Furthermore, the coefficient estimates imply large negative effects either on the growth rates of the capital stock, output and consumption along their balanced growth rates or alternatively on their levels.

### INTRODUCCIÓN

A lo largo de los años muchos economistas han analizado los efectos de los sistemas de seguridad social de pago discrecional y sus reformas propuestas.<sup>1</sup> En parte debido a sus análisis, varios países han reformado sus sistemas de seguridad social, en particular Chile y otros 11 países latinoamericanos, como se describe en Kay y Kritzer (2001). Más recientemente, sin embargo, tal propuesta parece cancelada.

La cuantificación de los efectos de la seguridad social en el consumo y por ende en la acumulación de activos es un factor importante para decidir respecto a la reforma de los sistemas de seguridad social y, en su caso, cómo hacerlo. El estudio seminal de esta bibliografía fue realizado por Feldstein (1974), quien aportó pruebas de que la seguridad social aumenta considerablemente el consumo y disminuye la acumulación de activos. Otros estudios notables son los de Munnell (1974, 1979, 1980), Barro (1978, 1979), Barro y MacDonald (1979), Esposito (1978), Feldstein (1974, 1978, 1979, 1980, 1982, 1996b), Feldstein y Pellechio (1979), Kotlikoff (1979), Darby (1978, 1979), Modigliani y Sterling (1989), Von Furstenberg (1979), Kopits y Gotur (1980), Leimer y Lesnoy (1982), Burkhauser y Turner (1982), Evans (1983), Koskela y Viren (1983), Hubbard (1986), Bernheim (1987, 1989), Meguire (1996). Estos autores presentan resultados mixtos, lo que conduce quizás a la presunción de que la seguridad social aumenta el consumo y disminuye la acumulación de activos.

La mayor parte de esta bibliografía ha investigado el problema estimando “funciones de consumo” de la forma

$$c_t = b_0 + b_1 y_t + b_2 a_t + b_3 z_t + b_4 x_t + e_t \quad (1)$$

en la que  $c_t$  y  $y_t$  son el consumo y el ingreso disponible *per capita*

<sup>1</sup> Algunos ejemplos son Aaron (1997), Aaron y Bosworth (1997), Altig y Gokhale (1997), Diamond (1996), Feldstein (1996a), Feldstein y Samwick (1997), Garner (1997), Kotlikoff y Sachs (1997) y Mariger (1997).

durante el periodo  $t$ ,  $a_t$  y  $z_t$  son la riqueza privada y la riqueza en seguridad social *per capita* al inicio del periodo  $t$ ,  $x_t$  es un vector de otras variables realizadas en el periodo  $t$ ,  $b_1$ ,  $b_2$  y  $b_3$  son parámetros,  $b_4$  es un vector de parámetros y  $e_t$  denota un término de error.<sup>2</sup> Si  $b_3$  resulta ser positivo y estadísticamente significativo, se infiere que la seguridad social aumenta el consumo. Desafortunadamente, la ecuación (1) es a lo sumo una forma reducida aproximada del modelo del ciclo vital, y en el peor de los casos no tiene ninguna relación con algún modelo estructural bien conocido (véase Auerbach y Kotlikoff, 1983). Si una forma reducida puede interpretarse como una buena aproximación, sus parámetros confunden a los parámetros estructurales y de expectativas. Por ejemplo, aun si se da la equivalencia ricardiana de modo que la seguridad social es completamente neutral, el parámetro  $b_3$  puede ser positivo si la riqueza de seguridad social tiene una capacidad de predicción incremental para los futuros ingresos laborales disponibles más allá de la proporcionada por las otras variables incluidas en el modelo de regresión.

En cambio, aunque se estime que  $b_3$  es insignificativamente diferente de 0, la seguridad social podría aumentar de modo considerable el consumo porque la riqueza de seguridad social podría correlacionarse de manera negativa con los futuros ingresos disponibles. En principio, estos problemas podrían superarse estimando una variante de la ecuación (1) conjuntamente con ecuaciones de pronóstico auxiliares para los ingresos laborales futuros, los impuestos de seguridad no social sobre el ingreso laboral neto de los pagos de transferencia de seguridad no social, los beneficios de la seguridad social y los impuestos de la seguridad social a la vez que se imponen las restricciones de ecuación cruzada implicados por las expectativas racionales. En la práctica esta tarea resulta demasiado formidable.

Otro problema de la ecuación (1) consiste en que las variables incluidas en ella son posiblemente estacionarias en las diferencias. Si el término de error  $e_t$  es también estacionario en las diferencias, el método de los mínimos cuadrados será incongruente. Si por lo contrario es estacionario en la media, los parámetros se estimarán de una

<sup>2</sup> Algunos de los estudios colocan el ahorro *per capita* o los activos privados *per capita* en el miembro izquierdo en lugar del consumo *per capita*. Está claro que tal regresión puede reescribirse en la forma (1). Otros no deflacionan por la población, lo que es una práctica dudosa pero prosiblemente inocua.

manera supercongruente. Sin embargo, a menos que  $e_t$  no se correlacione tampoco con  $y_t$ ,  $a_t$ ,  $z_t$  y  $x_t$  contemporáneamente y en todos los avances y rezagos, los errores estándares serán incongruentes y los procedimientos tradicionales producirán inferencias no válidas.<sup>3</sup> Por otra parte, se requiere la correlación por efecto de la restricción presupuestaria intertemporal.

Otro enfoque, adoptado en este ensayo, parte de la ecuación agregada de Euler.

$$\ln c_t = \beta_0 + u_t \quad (2)$$

en la que  $\beta_0$  es un parámetro y  $u_t$  es un término de error estacionario en la media con una media 0 y una varianza finita. Con la equivalencia ricardiana y algunos otros supuestos que se sostienen, como se verá en la sección siguiente,  $u_t$  es ortogonal a toda la información rezagada. En consecuencia, si se da la equivalencia ricardiana y se estima el modelo aumentado

$$\ln c_t = \beta_0 + \beta_1(a_t/c_t) + \beta_2(s_t/c_t) + u_t \quad (3)$$

utilizando variables instrumentales rezagadas, las estimaciones de  $\beta_1$  y  $\beta_2$  deberán tener límites de probabilidad 0. En la ecuación (3)  $s_t$  es el gasto corriente en seguridad social y  $u_t$  es un término de error que tiene media 0 y varianza finita, y se postula como ortogonal a toda la información rezagada. Si por lo contrario se estima  $\beta_1$  o  $\beta_2$  como negativo y es estadísticamente significativo, existirán pruebas bastante convincentes en contra de la equivalencia ricardiana o de los otros supuestos sostenidos.<sup>4</sup>

Es clara la intuición de por qué  $\beta_2$  es negativo. Supongamos que no se da la equivalencia ricardiana y que, en particular, las familias no compensan por completo las transferencias gubernamentales intergeneracionales adicionales en su favor. En ese caso, un aumento inesperado de la generosidad del sistema de la seguridad social inducirá un salto simultáneo en el consumo *per capita*, seguido de un

<sup>3</sup> Véase en Hamilton (1994), pp. 557-561, 586-589, 602-608, una prueba de las tres afirmaciones anteriores y otros análisis.

<sup>4</sup> Mis ensayos de 1988 y 1993, y mi ensayo conjunto con Hasan, aplican un enfoque similar para investigar los efectos de la deuda gubernamental en el consumo. Estos ensayos restringen a  $\beta_2$  al valor de 0. Véase también mi artículo de 1998 que ajusta una versión de la ecuación 3 a datos de los Estados Unidos.

crecimiento menor en el consumo *per capita* a lo largo de cierto periodo para satisfacer la restricción presupuestaria agregada intertemporal. De igual modo,  $\gamma_1$  sería negativo porque un aumento inesperado del déficit presupuestario o una revaluación de los activos hacia arriba, induciría un salto en el consumo *per capita*, que debería financiarse disminuyendo el crecimiento del consumo *per capita* en los periodos subsiguientes.

Este artículo ajusta la ecuación (3) y una variante de ella que considera la posibilidad de restricciones vinculantes a los préstamos. Con datos anuales que abarcan el periodo 1965-1994 para 17 países, el ensayo encuentra sólidas pruebas de que la riqueza privada y la seguridad social aumentan el consumo *ceteris paribus*. Además, las pruebas indican que muchas familias experimentan restricciones vinculantes en los préstamos. Por último, una vez que se consideran las familias que tienen restricciones para la obtención de préstamos, nunca se rechazan las restricciones sobreidentificantes de las ecuaciones de Euler ajustadas. En cambio, la bibliografía a menudo rechaza estas últimas restricciones (véase, por ejemplo, Hansen y Singleton, 1983).

El artículo se organiza como sigue: la sección I proporciona una explicación teórica de por qué  $a_t/c_t$  y  $s_t/c_t$  pertenecen al modelo (3), a menos que se dé la equivalencia ricardiana. La sección II presenta los resultados del ajuste del modelo (3), así como una variante suya que considera la posibilidad de restricciones vinculantes en los préstamos. La sección III resume los hallazgos del ensayo y muestra que los efectos estadísticamente significativos de la seguridad social son también económicamente significativos.

## I. ANÁLISIS TEÓRICO

En esta sección muestro cómo podemos interpretar teóricamente el modelo empírico (3). Para tal efecto modifiqué el modelo de referencia del que proviene la ecuación estándar de Euler (2).

En el modelo de referencia, una población constante de familias de vida infinita enfrenta mercados perfectos de capital y de seguros y maximiza funciones objetivo idénticas, separables intertemporal e intratemporalmente, caracterizadas por una tasa de descuento sub-

jetiva constante y una elasticidad de sustitución intertemporal constante. Además, existe un valor que paga una tasa de interés real sin riesgo y constante. Con estos supuestos, la ecuación de Euler agregada asume la forma

$$BRE_{t-1}(\hat{c}_t/\tilde{c}_{t-1})^{-1/\sigma} = 1 \quad (4)$$

en la que  $B$  es el factor de descuento subjetivo,  $R$  representa el factor de interés real constante para el valor sin riesgo,  $\hat{c}_t$  y  $\tilde{c}_{t-1}$  son los consumos *per capita* en los periodos  $t$  y  $t-1$  de las familias en ambos periodos, y  $\sigma$  denota la elasticidad de sustitución intertemporal. Dado que son constantes el segundo y subsecuentes momentos condicionales de orden mayor de  $\ln(\hat{c}_t/\tilde{c}_{t-1})$ ,<sup>5</sup> la ecuación de Euler (4) puede expresarse en la forma lineal

$$\ln(\hat{c}_t/\tilde{c}_{t-1}) = \sigma u_t \quad (5)$$

en la que

$$u_t = \ln(\hat{c}_t/\tilde{c}_{t-1}) - E_{t-1} \ln(\hat{c}_t/\tilde{c}_{t-1}) \quad (6)$$

y  $\sigma u_t = \ln BR - \ln E \exp(u_t/\sigma)$ . Este último supuesto permite linealizar la ecuación de Euler de modo que pueda estimarse congruentemente utilizando el método generalizado de los momentos (MGM) aun cuando haya choques de preferencia o error de medición en sus variables. La ecuación (6) implica que el término de error  $u_t$  es ortogonal a toda la información disponible en el periodo  $t-1$ .

Considero una modificación que tiene la posibilidad de que familias desconectadas fluyan hacia adentro o hacia fuera de la economía a lo largo del tiempo. La ecuación de Euler agregada (4) no es afectada por este supuesto mientras que los mercados de seguros sean en efecto perfectos. Basados en Blanchard (1984) y Weil (1987), supongamos que una fracción constante  $\alpha$  de las familias existentes en cada periodo llegó al principio de ese periodo, y que una fracción constante de ellas  $\beta$  se saldrá al final. (Piénsese en  $\alpha$  y  $\beta$  como tasas de natalidad y mortalidad). Entonces

$$\hat{c}_t = (\alpha c_t + \beta c_{bt})/(1 - \beta) \quad (7)$$

<sup>5</sup> Carroll (1997) afirma que la variabilidad de estos momentos es apreciable y persistente, lo que implica que el término de error  $u$  que aparece líneas abajo no es ortogonal a toda la información pasada. Por tanto, otra interpretación de los resultados de este ensayo es que estos momentos se correlacionan positiva y apreciablemente con las proporciones de la riqueza privada y los gastos de seguridad social/consumo.

y

$$\tilde{c}_{t-1} = (c_{t-1} - c_{dt-1}) / (1 - \beta) \tag{8}$$

en que  $c_t$  es el consumo *per capita* de todas las familias existentes en los periodos  $t$  y  $t - 1$ ,  $c_{bt}$  es el consumo *per capita* de las familias que llegan en el periodo  $t$  y  $c_{dt-1}$  representa el consumo *per capita* de quienes se salieron en el periodo  $t - 1$ . Sustituyendo las ecuaciones (7) y (8) en (5) y reordenando, obtenemos

$$\ln c_t = \alpha_0 + \ln \frac{c_t - c_{bt}}{c_t} + \beta \ln \frac{c_{t-1} - c_{dt-1}}{c_{t-1}} + u_t \tag{9}$$

$$= \alpha_0 + \frac{c_t - c_{bt}}{c_t} + \beta \frac{c_{dt-1} - c_{t-1}}{c_{t-1}} + u_t$$

La gráfica 1 puede ayudar a ilustrar las ecuaciones (5) y (9). La intercepción de la ecuación (5) es igual a la pendiente de la línea denominada  $\ln c_{edad}$ , mientras que la suma de los tres primeros términos de la ecuación (9) es igual a la pendiente de la línea denominada  $\ln c_t$ . La última línea es más plana que la primera porque las familias “moribundas” consumen en promedio más que el consumo *per capita*, mientras que las familias “recién nacidas” consumen en promedio menos que el consumo *per capita*.

La ecuación (9) implica que la ecuación de Euler (2) está mal especificada, a menos que se dé la equivalencia ricardiana de modo que  $\alpha_0 = 0$ . La razón es que  $(c_t - c_{bt})/c_t$  y  $(c_{dt-1} - c_{t-1})/c_{t-1}$  están característicamente correlacionadas con la información del periodo  $t - 1$  o anterior. Consideremos entonces el empleo de MGM para estimar la ecuación

$$\ln c_t = \alpha_0 + x_t + u_t \tag{10}$$

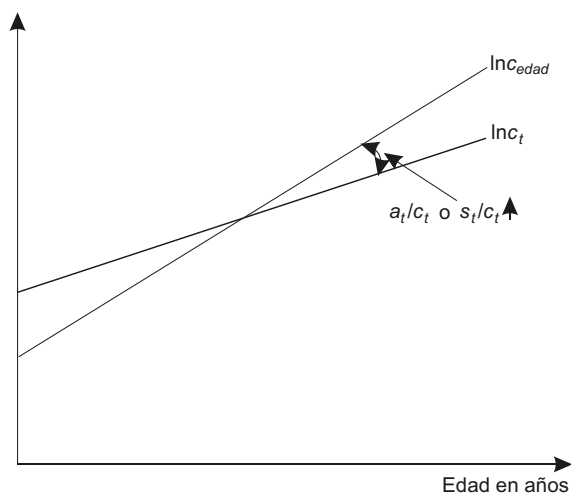
en la que  $x_t$  es un vector de variables cuyos valores corrientes y pasados se correlacionan bien con  $(c_t - c_{bt})/c_t$  y  $(c_{dt-1} - c_{t-1})/c_{t-1}$ . Si las variables instrumentales consisten en la intercepción y los valores pasados de  $\ln c_t$  y  $x_t$  el límite de probabilidad de la estimación del vector paramétrico debería ser distinto de 0 si  $\alpha_0$  es positivo, y 0 si ambos son 0.<sup>6</sup>

Dado que  $c_t - c_{bt}$  y  $c_{dt-1} - c_{t-1}$  son dos medidas de lo excesivo del

<sup>6</sup> Estoy suponiendo implícitamente que estas variables instrumentales se correlacionan bien con  $x_t$ .

perfil de edad-consumo, las variables que idealmente deberían incluirse en  $x_t$  son las que se asocian con lo excesivo de este perfil. Una mayor riqueza real privada *per capita*  $a_t$ , ahora y en el futuro, se asocia a un perfil de edad-consumo más excesivo porque las familias disminuyen su consumo corriente y acumulan riqueza sólo para aumentar el consumo futuro. Además, para cualquier vía dada que siga  $a_t$  cuanto mayores sean los gastos reales *per capita* en seguridad social,  $s_t$ , ahora y en el futuro, más consumen las familias cuando son viejas en relación con lo que consumen cuando son jóvenes.<sup>7,8</sup> En términos de la gráfica 1, cuanto mayores sean las tenencias de activos en relación con el consumo, y más generosa sea la seguridad social, más consumen las familias viejas en relación con las familias jóvenes.

GRÁFICA 1. *Vías para los logaritmos del consumo per capita a lo largo del tiempo y del consumo familiar durante el ciclo vital*



<sup>7</sup> Aquí se presume que la riqueza de seguridad social real *per capita* tiene una gran correlación positiva con los gastos actuales en seguridad social *per capita*. Si se dispusiera de datos fehacientes de la riqueza de seguridad social real *per capita*, sería preferible su empleo en el análisis empírico en vez de los gastos en seguridad social real *per capita*.

<sup>8</sup> Las características de edad-consumo presentadas en la gráfica 1 de Gokhale, Kotlikoff y Sabelhaus (1996) para los Estados Unidos son congruentes con esta aseveración. La proporción consumo *per capita* de las familias viejas/consumo *per capita* de las familias jóvenes aumentó marcadamente entre 1960-1961 y 1972-1973, y de nuevo entre 1972-1973 y 1984-1986. Estos cambios ocurrieron a la vez que estaba aumentando rápidamente la proporción gastos reales en seguridad social/consumo. Véase en mi artículo de 1998 un argumento formal de que estas dos variables inclinan efectivamente hacia arriba la característica edad-consumo.



Con  $a_t/c_t$  y  $s_t/c_t$  como las entradas de  $x_t$ , la ecuación (10) asume la forma (3). Si se da la equivalencia ricardiana, los parámetros  $\beta_1$  y  $\beta_2$  deben ser 0. En cambio, si las familias desconectadas fluyen hacia adentro o hacia fuera de la economía a lo largo del tiempo, por lo menos uno de ellos debe ser negativo. La razón es que  $(c_t - c_{bt})/c_t$  y  $(c_{dt-1} - c_{t-1})/c_t$  deben ser crecientes en  $a_t/c_t$  y  $s_t/c_t$ . Por último, si  $a_t/c_t$  y  $s_t/c_t$  son aproximaciones suficientemente buenas de  $(c_t - c_{bt})/c_t$  y  $(c_{t-1} - c_{dt-1})/c_{t-1}$ , el término de error  $u_t$  debe ser aproximadamente ortogonal a toda la información del periodo  $t-1$  o anterior. En particular, si incluimos variables adicionales en la ecuación (3), sus estimaciones de coeficientes no deben ser estadísticamente significativas.

## II. ESTIMACIÓN Y VERIFICACIÓN DEL MODELO EMPÍRICO

El apéndice describe los datos y sus fuentes. Sin embargo, aquí resultan necesarias algunas precisiones acerca de los datos. Los datos son promedios anuales antes que observaciones en puntos discretos del tiempo. En consecuencia, el término de error  $u_t$  en la ecuación (3) debe ser un promedio móvil de primer orden y no ruido blanco. Por tanto, la información disponible en el periodo  $t-1$  se correlaciona con  $u_t$ , pero la información disponible en el periodo  $t-2$  continúa ortogonal a dicho término (véase Mankiw, 1982, y Hall, 1988). Por esta razón, sólo incluyo variables fechadas  $t-2$  o antes entre las variables incrementales.

La muestra consiste en datos que abarcan el periodo 1960-1994 para 17 países de la OCDE. Utilicé el método generalizado de los momentos para estimar la ecuación (3) para cada uno de estos 17 países. Las variables instrumentales consistieron en la intercepción y  $inc$ ,  $a/c$  y  $s/c$  rezagadas dos, tres y cuatro años. Las hileras del cuadro 1 registran las estimaciones obtenidas para  $\beta_1$  y  $\beta_2$ , sus errores estándares, los niveles de significación marginal (NSM) de los estadísticos de prueba para  $\beta_1 = \beta_2 = 0$ , y los niveles de significación marginal de los estadísticos de prueba para las restricciones sobreidentificantes (razones  $J$ ). Muchas de las estimaciones son negativas y estadísticamente significativas. Sólo cinco de las estimaciones de  $\beta_1$  y tres de las estimaciones de  $\beta_2$  son positivas, y ninguna de ellas es estadísticamente significativa incluso al nivel de 0.10. El promedio

CUADRO 1. *Estimaciones del ajuste de*  
 $\ln c_t = \theta + \beta_1(a_t/c_t) + \beta_2(s_t/c_t) + u_t^a$

País	Estimación	Estimación	NSM		NSM de razón J
	de $\theta$	de $\beta_2$	$\beta_1$	$\beta_2$	
Alemania	0.0188 (0.0140)	0.308*** (0.157)	0.0031		0.0165
Austria	0.0333* (0.0128)	0.199*** (0.108)	0.0000		0.8690
Bélgica	0.1003* (0.0141)	0.264* (0.046)	0.0000		0.0899
Canadá	0.0489** (0.0242)	0.125 (0.107)	0.0007		0.1711
Dinamarca	0.0137 (0.0230)	0.005 (0.052)	0.8077		0.3056
Estados Unidos	0.0071 (0.0242)	0.245** (0.121)	0.0840		0.1927
Finlandia	0.0330 (0.0394)	0.274* (0.100)	0.0117		0.2737
Francia	0.0199 (0.0166)	0.169* (0.057)	0.0000		0.1130
Grecia	0.0112* (0.0018)	0.010 (0.129)	0.0000		0.5399
Holanda	0.0021 (0.0050)	0.283* (0.033)	0.0000		0.4275
Irlanda	0.1054 (0.0644)	0.256 (0.250)	0.2165		0.0984
Italia	0.0389 (0.0326)	0.327* (0.095)	0.0025		0.0265
Japón	0.0068 (0.0157)	0.448** (0.203)	0.0000		0.6072
Noruega	0.0024 (0.0073)	0.147* (0.055)	0.0001		0.6434
Reino Unido	0.0131 (0.0222)	0.655 (0.438)	0.0617		0.6374
Suecia	0.0191 (0.0221)	0.161* (0.047)	0.0011		0.3482
Suiza	0.0057*** (0.0032)	0.147* (0.046)	0.0000		0.3654
Promedio	0.0195* (0.0061)	0.1283* (0.0377)	0.0000		0.0176

<sup>a</sup> El periodo para la mayoría de los países es 1965-1994. Las excepciones son Irlanda (1965-1993) y Noruega (1965-1991). La cifra entre paréntesis debajo de cada estimación es su error estándar. Los niveles de significación marginales registrados en la última fila se refieren a la suma de los estadísticos de prueba para los 17 países. Los superíndices \*, \*\* y \*\*\* indican la significación estadística a los niveles de 0.01, 0.05 y 0.10, respectivamente.

de las estimaciones de  $\beta_1$  es 0.0195 con un error estándar de 0.0061, y el promedio de las estimaciones de  $\beta_2$  es 0.1283 con un error estándar de 0.0377.<sup>9</sup> Por tanto, estos promedios son muy significativamente negativos. Puede rechazarse la hipótesis conjunta de que  $\beta_1 = \beta_2 = 0$  muy por debajo del nivel de 0.05 para todos los países menos cuatro. A primera vista, estos hallazgos parecerían ofrecer una prueba considerable de que  $\beta_1$  y  $\beta_2$  son negativos. Pero tal prueba se halla algo devaluada por la última columna del cuadro. Las restricciones sobreidentificantes se rechazan al nivel de 0.10 para Alemania, Bélgica, Irlanda e Italia. Además, puede rechazarse la hipótesis conjunta de que se aplican las restricciones sobreidentificantes para los 17 países al nivel de significación de 0.02.

La ecuación (3) podría ser una especificación inadecuada porque no considera la posibilidad de que las familias experimenten restricciones vinculantes en los préstamos. Campbell y Mankiw (1989, 1990, 1991) afirman que podemos considerar esta posibilidad incluyendo la tasa de crecimiento del ingreso disponible real *per capita* como un regresor adicional en la ecuación de Euler. Por ejemplo, en el contexto de este ensayo estimaríamos

$$\ln c_t = \beta_0 + \beta_1(a_t/c_t) + \beta_2(s_t/c_t) + \beta_3 \ln y_t + u_t \quad (11)$$

en lugar de la ecuación (3), en la que  $y_t$  es el ingreso disponible real *per capita* en el año  $t$ . Una estimación apreciable y significativamente positiva de  $\beta_3$  indicaría entonces que las restricciones vinculantes en los préstamos afectan considerablemente al consumo.

Utilicé el MGM para estimar la ecuación (11) para cada uno de los 17 países de la muestra. Las variables instrumentales consistieron en la intercepción y  $\ln c$ ,  $a/c$ ,  $s/c$  y  $\ln y$  rezagada dos, tres y cuatro años. Las hileras del cuadro 2 registran las estimaciones obtenidas para  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  y  $\beta_3$ , sus errores estándares, los niveles marginales de significación de los estadísticos de prueba para  $\beta_1 = \beta_2 = 0$ , y los niveles marginales de significación de las razones  $J$ . Muchas de las estimaciones son negativas y estadísticamente significativas. Sólo seis de las estimaciones de  $\beta_1$  y cuatro de las estimaciones de  $\beta_2$  son positivas, y

<sup>9</sup> Estos errores estándares se calculan con el supuesto de que el término de error en la ecuación (3) no está correlacionado entre los países. Se adopta también este supuesto en el cálculo de los niveles de significación marginales registrados en la última hilera del cuadro 1.

CUADRO 2. *Estimaciones del ajuste de*  
 $\ln c_t$      $\theta$      $\beta_1(a_t/c_t)$      $\beta_2(s_t/c_t)$      $\beta_3 \ln y_t$      $u_t^a$

País	Estimación	Estimación	Estimación	NSM			NSM de razón J
	de $\beta_1$	de $\beta_2$	de $\beta_3$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	
Alemania	0.0251* (0.0088)	0.250* (0.041)	0.562* (0.045)	0.0000			0.9349
Austria	0.0499* (0.0083)	0.057 (0.083)	0.387* (0.071)	0.0000			0.5767
Bélgica	0.0747* (0.0123)	0.169* (0.031)	0.312* (0.048)	0.0000			0.2428
Canadá	0.0008 (0.0130)	0.053 (0.077)	0.515* (0.056)	0.6151			0.3356
Dinamarca	0.0054 (0.0108)	0.027 (0.027)	0.531* (0.079)	0.6073			0.3277
Estados Unidos	0.0077 (0.0117)	0.149* (0.062)	0.463* (0.059)	0.0446			0.7741
Finlandia	0.0159 (0.0136)	0.105** (0.051)	0.317* (0.054)	0.0266			0.1964
Francia	0.0094 (0.0098)	0.151* (0.020)	0.384* (0.043)	0.0000			0.2356
Grecia	0.0065** (0.0030)	0.190** (0.104)	0.101 (0.074)	0.0000			0.1792
Holanda	0.0119** (0.0054)	0.043 (0.049)	0.701* (0.150)	0.0032			0.1118
Irlanda	0.0895* (0.0307)	0.181 (0.123)	0.553* (0.069)	0.0077			0.1210
Italia	0.0884* (0.0233)	0.065 (0.061)	0.634* (0.096)	0.0000			0.7347
Japón	0.0050 (0.0060)	0.172** (0.074)	0.491* (0.065)	0.0216			0.2793
Noruega	0.0096 (0.0074)	0.137* (0.052)	-0.057 (0.062)	0.0001			0.6461
Reino Unido	0.0115 (0.0084)	0.263 (0.261)	0.395* (0.127)	0.0084			0.5113
Suecia	0.0386* (0.0113)	0.012 (0.035)	0.463* (0.060)	0.0001			0.2858
Suiza	0.0019 (0.0010)	0.098* (0.019)	0.388* (0.039)	0.0000			0.3233
Promedio	0.0219* (0.0031)	0.0645* (0.0215)	0.420* (0.018)	0.0000			0.2061

<sup>a</sup> El periodo para la mayoría de los países es 1965-1994. Las excepciones son Irlanda (1965-1993) y Noruega (1965-1991). La cifra entre paréntesis debajo de cada estimación es su error estándar. Los niveles marginales de significación registrados en la última fila se refieren a la suma de los estadísticos de prueba para los 17 países. Los superíndices \*, \*\* y \*\*\* indican la significación estadística a los niveles de 0.01, 0.05 y 0.10, respectivamente.

ninguna de ellas es estadísticamente significativa aun al nivel de 0.10. El promedio de las estimaciones de  $\beta_1$  es 0.0219 con un error estándar de .0031, y el promedio de las estimaciones de  $\beta_2$  es 0.0645 con un error estándar del 0.0215. Por tanto, estos promedios son muy significativamente negativos. Puede rechazarse la hipótesis conjunta de que  $\beta_1 = \beta_2 = 0$  a un nivel muy menor de 0.05 para todos los países menos dos. Todas las estimaciones de  $\beta_3$ , menos dos, son significativamente positivas a cualquier nivel tradicional. El promedio de las estimaciones de  $\beta_3$  es 0.420, con un error estándar de 0.018. Los niveles marginales de significación de las razones  $J$  no proporcionan ninguna prueba de que se violen las restricciones sobreidentificantes para ninguno de los países o para todos los países en conjunto. Por tanto, existen pruebas considerables de que  $\beta_1$  y  $\beta_2$  son negativos y por ende de que no se da la equivalencia ricardiana. Además, las restricciones de los préstamos parecen tener efectos importantes en el consumo. Pero la gran variación de las estimaciones de  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  y  $\beta_3$  sugiere que otras variables distintas de las consideradas aquí podrían pertenecer a la ecuación de Euler.

### III. RESUMEN Y SIGNIFICACIÓN ECONÓMICA

El enfoque tradicional para verificar un efecto de la seguridad social en el consumo consiste en ajustar funciones de consumo que incluyan un término de riqueza de la seguridad social. Sin embargo, este enfoque produce resultados que son difíciles de interpretar y además están llenos de problemas económicos. En la práctica, además, produce resultados mixtos, de modo que no aporta pruebas claras de que la seguridad social aumenta en efecto el consumo, *ceteris paribus*.

Este ensayo muestra que la ecuación de Euler estándar para el consumo *per capita* puede modificarse para considerar los efectos de la seguridad social en el consumo. La interpretación de la ecuación de Euler modificada resultante podría ser un poco más clara que la interpretación de las funciones de consumo. El ajuste de esta ecuación de Euler a datos anuales que abarcan el periodo 1965-1994 para 17 países de la OCDE proporciona pruebas muy significativas estadísticamente de que la seguridad social aumenta el consumo

*ceteris paribus*. Además, las restricciones de los préstamos parecen ejercer una influencia importante en el consumo.

Para evaluar la significación económica de los hallazgos de este ensayo, estimo los efectos de estado estacionario de un aumento en  $s/c$  de 10 puntos porcentuales, que es casi el monto promedio del aumento ocurrido entre fines del decenio de los sesenta y principios de los noventa en los 17 países considerados aquí. Según el cuadro 2 la ecuación de Euler para un país "promedio" es aproximadamente

$$\ln c_t = \gamma_0 + 0.0219(a_t/c_t) - 0.0645(s_t/c_t) - 0.420 \ln y_t + u_t \quad (12)$$

en la que  $\gamma_0$  es un parámetro no especificado. Supongamos que el sector de la producción de la economía estadounidense se comporta como un modelo *AK*. Específicamente, la tasa de interés real después de impuestos es constante y la tasa de crecimiento es endógena.<sup>10</sup> A lo largo de las vías de crecimiento equilibrado,  $\ln c_t = \ln y_t$ . La proporción de activos financieros/consumo no es afectada por el cambio de  $s/c$  en el supuesto de que la tasa de interés real y la proporción déficit fiscal/consumo se mantienen constantes. Con estos supuestos, se estima que la tasa de crecimiento ha bajado en  $0.0645 - 0.10/(1 - 0.420)$ , 1.11% anual, lo que es una disminución enorme. Entonces, es posible que el aumento de la generosidad de los sistemas de seguridad social de pago discrecional en la OCDE explique gran parte del estancamiento del crecimiento observado allí desde fines del decenio de los sesenta.

#### APÉNDICE DE DATOS

Mido  $c_t$  como los gastos reales de consumo en el año  $t$  divididos por la población residente a mediados del año  $t$ . Esta medida del consumo *per capita* es imperfecta por dos razones por lo menos. Primero, incluye el gasto en bienes de consumo duraderos. Idealmente, este componente debería ser excluido, pero los datos para hacerlo sólo están disponibles para pocos países. Segun-

<sup>10</sup> Jones (1995) afirma que es más realista suponer que la tasa de crecimiento de tendencia de la economía estadounidense es exógena. Sin embargo, el ejercicio que sigue resulta esclarecedor. Su hallazgo de un gran cambio en la tasa de crecimiento indica claramente que, en el contexto más realista del crecimiento exógeno, un gran aumento de la tasa de interés real después de impuestos y gran descenso de la vía de crecimiento equilibrado del acervo de capital, la producción y el consumo provino del gran aumento de  $s/c$ . En términos de la gráfica 1, el cambio de política hace que la línea designada  $\ln c_{edad}$  rote hacia arriba, en lugar de que la línea designada  $\ln c_t$  rote hacia abajo.

do, los datos son promedios anuales y no observaciones para un punto en el tiempo. Por sí solas, estas imperfecciones harían del término de error  $u_t$  en la ecuación (3) un promedio móvil de primer orden, lo que se correlaciona con la información disponible en el periodo  $t - 1$  pero que permanece ortogonal a la información disponible en el periodo  $t - 2$  (véase Mankiw, 1982, y Hall, 1988). Por tanto, sólo incluyo variables de  $t - 2$  o antes entre las variables instrumentales. Estos datos abarcan el periodo 1960-1994 para 17 países de la OCDE. (Estos son los países para los que se dispone de datos respecto a los beneficios de la seguridad social.)

En virtud de que no se dispone de ordinario de datos de la riqueza privada, debo utilizar una aproximación. Construí una aproximación para la proporción riqueza privada/consumo empleando la identidad siguiente:

$$a_t/c_t = \lambda_t(a_{t-1}/c_{t-1}) + (1-\lambda_t) \quad (13)$$

en la que  $\lambda_t$  es la proporción del ahorro nacional nominal neto/consumo nominal en el año  $t$  y  $\lambda_{t-1}$  es la proporción consumo real en el año  $t - 1$ /consumo real en el año  $t$ . Asigné el valor de referencia  $a_0/c_0$  para el inicio de los años sesenta de modo que el valor promedio de  $a_t/c_t$  del periodo 1960-1994 sería igual al valor de estado estacionario  $\bar{a}/(1-\bar{\lambda})$ , en que  $\bar{a}$  y  $\bar{\lambda}$  son las medias muestrales de  $\lambda_t$  y  $\lambda_{t-1}$  en el periodo de 1960-1994. Mi aproximación para  $a_t/c_t$  se mide imperfectamente en dos sentidos por lo menos. Primero, incluye la riqueza gubernamental porque no se dispone de una medida congruente del ahorro gubernamental para muchos de los países durante todo el periodo.<sup>11</sup> Segundo, la medida del ahorro no incluye las ganancias y las pérdidas de capital.

Mi medida para  $s_t$  es la de los beneficios de la seguridad social en el año  $t$  divididos por el deflacionador de los gastos de consumo y la población residente a mediados del año, ambos en el año  $t$ . La definición de los beneficios de la seguridad social empleada por la OCDE parece ser más amplia que la construcción teórica de la ecuación (3). Idealmente, nos gustaría incluir sólo los pagos de transferencia recibidos por las familias apreciablemente más viejas que los contribuyentes en promedio. Por desgracia, las series disponibles podrían incluir algunos pagos a familias relativamente jóvenes. Además, es posible que varíe entre los países de la muestra la medida en que esto ocurre.

En su mayor parte, los datos provienen de un disquete proporcionado por la OCDE. Actualicé estos datos a 1994 utilizando el número de 1996 de *National Accounts, Main Aggregates*, y el número de 1995 de *National Accounts, Detailed Tables*. En varios casos, la serie  $s_t$  registrada en el dis-

<sup>11</sup> Además, las medidas disponibles son deficientes. Por ejemplo, están subestimadas porque no se incluye como un ingreso el impuesto de la inflación en los pasivos gubernamentales.

quete no llega hasta 1960. En tales casos, utilicé números anteriores de *National Accounts, Detailed Tables* para extender las series hacia atrás. En pocos casos resultó necesario dividir los datos. Sin embargo, los resultados empíricos registrados más adelante no son sensibles a la inclusión de los datos divididos en la muestra.

Mi medida del ingreso disponible real *per capita* (privado) es el ingreso nacional nominal disponible menos el consumo gubernamental nominal dividido por la población residente a mediados del año y el deflacionador de los gastos de consumo. Los datos provienen de un disquete de la OCDE y el número de 1966 de *National Accounts, Main Aggregates*. Idealmente, nos gustaría restar el ahorro gubernamental y el consumo gubernamental del ingreso nacional disponible. Desafortunadamente, no se dispone de una medida congruente del ahorro gubernamental para muchos de los países durante todo el periodo muestral, y las medidas disponibles son deficientes.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aaron, Henry J. (1997), "A Bad Idea Whose Time Will Never Come", *Brookings Review*, verano, pp. 7-23.
- , y Barry P. Bosworth (1997), "Preparing for the Baby Boomers' Retirement", Robert D. Reischauer (comp.), *Setting National Priorities: Budget Choices for the Next Century*, Washington, Brookings Institution.
- Altig, David, y Jagadeesh Gokhale (1997), "Social Security Privatization: A Simple Proposal", Banco de la Reserva Federal de Cleveland, Ensayo de Trabajo 9703.
- Auerbach, Alan, y Laurence J. Kotlikoff (1983), "An Examination of Empirical Tests of Social Security and Savings", Elhanan Helpman (comp.), *Social Policy Evaluation: An Economic Perspective*, Nueva York, Academic Press.
- Barro, Robert J. (1978), *The Impact of Social Security on Private Saving*, Washington, American Enterprise Institute.
- (1979), "Social Security and Private Saving: Another Look", *Social Security Bulletin* 42, mayo, pp. 33-35.
- , y Glenn M. MacDonald (1979), "Social Security and Consumer Spending in an International Cross Section", *Journal of Public Economics* 11, junio, pp. 275-289.
- Bernheim, B. Douglas (1987), "Economic Effects of Social Security: Toward a Reconciliation of Theory and Measurement", *Journal of Economics* 33, agosto, pp. 273-304.
- (1989), "Social Security and Personal Saving: An Analysis of Expectations", *American Economic Review* 79, mayo, pp. 97-102.
- Blanchard, Olivier J. (1984), "Debt, Deficits, y Finite Horizons", *Journal of Political Economy* 84, diciembre, pp. 1161-1176.



- Burkhauser, Richard V., y John A. Turner (1982), "Social Security, Preretirement Labor Supply, and Saving: A Confirmation and a Critique", *Journal of Political Economy* 90, junio, pp. 643-646.
- Campbell, John Y., y N. Gregory Mankiw (1989), "Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence", *NBER Macroeconomics Annual* 4, pp. 185-216.
- , y — (1990), "Permanent Income, Current Income, and Consumption", *Journal of Business and Economic Statistics* 8, julio, pp. 265-279.
- , y — (1991), "The Response of Consumption to Income: A Cross-Country Investigation", *European Economic Review* 35, mayo, pp. 723-756.
- Comisión Asesora sobre Seguridad Social (1997), *Report of the 1994-1996 Advisory Commission on Social Security*, Washington, Oficina de Impresiones del Gobierno de los Estados Unidos.
- Darby, Michael R. (1978), *The Impact of Social Security on Income and the Capital Stock*, Washington, American Enterprise Institute.
- (1979), "Social Security and Private Saving: Another Look", *Social Security Bulletin* 42, mayo, pp. 35-36.
- Diamond, Peter (1996), "Proposals to Restructure Social Security", *Journal of Economic Perspectives*, verano, pp. 67-88.
- Esposito, Louis (1978), "Effect of Social Security on Saving: Review of Studies Using U.S. Time-Series Data", *Social Security Bulletin* 41, mayo, pp. 9-17.
- Evans, Owen (1983), "Social Security and Household Saving in the United States: A Reexamination", *International Monetary Fund Staff Papers* 30, septiembre, pp. 601-618.
- Evans, Paul (1988), "Are Consumers Ricardian? Evidence for the United States", *Journal of Political Economy* 96, octubre, pp. 983-1004.
- (1993), "Consumers are Not Ricardian: Evidence for Nineteen Countries", *Economic Inquiry* 31, octubre, pp. 534-548.
- (2001), "Consumer Behavior in the United States: Implications for Social Security Reform", *Economic Inquiry* 39, octubre, pp. 568-582.
- , e Iftekhar Hasan (1994), "Are Consumers Ricardian? Evidence for Canada", *Quarterly Review of Economics and Finance* 34, primavera, pp. 25-40.
- Feldstein, Martin S. (1974), "Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation", *Journal of Political Economy* 82, septiembre/octubre, pp. 905-926.
- (1978), "Reply", Robert J. Barro, *The Effects of Social Security on Private Saving*, Washington, American Enterprise Institute.
- (1979), "Social Security and Saving: Another Look", *Social Security Bulletin* 42, mayo, pp. 36-39.
- (1980), "International Differences in Social Security and Saving", *Journal of Public Economics* 14, octubre, pp. 225-244.
- (1982), "Social Security and Private Saving: Reply", *Journal of Political Economy* 90, junio, pp. 630-642.

- Feldstein, Martin S. (1996a), "The Missing Piece in Policy Analysis: Social Security", *American Economic Review* 86, mayo, pp. 1-14.
- (1996b), "Social Security and Saving: New Time Series Evidence", *National Tax Journal* 49, junio, pp. 151-164.
- , y Anthony Pellechio (1979), "Social Security and Household Wealth Accumulation: New Microeconomic Evidence", *Review of Economics and Statistics* 61, agosto, pp. 361-368.
- , y Andrew Samwich (1997), "The Economics of Prefunding Social Security and Medicare Benefits", *NBER Macroeconomics Annual* 12, páginas 115-147.
- Garner, C. Alan (1997), "Social Security Privatization: Balancing Efficiency and Fairness", *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review* 82, pp. 21-36.
- Gokhale, Jagadeesh, Laurence Kotlikoff y John Sabelhaus (1996), "Understanding the Postwar Decline in U.S. Saving: A Cohort Analysis", *Brookings Papers on Economic Analysis*, 1, pp. 315-390.
- Hall, Robert E. (1988), "Intertemporal Substitution in Consumption", *Journal of Political Economy* 96, abril, pp. 339-357.
- Hamilton, James D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press.
- Hansen, Lars Peter, y Kenneth Singleton (1983), "Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Stock Market Returns", *Journal of Political Economy* 91, abril, pp. 249-265.
- Hubbard, R. Glenn (1986), "Pension Wealth and Individual Saving: Some New Evidence", *Journal of Money, Credit and Banking* 18, mayo, páginas 167-178.
- Jones, Charles I. (1995), "Time Series Tests of Endogenous Growth Models", *Quarterly Journal of Economics* 110, mayo, pp. 495-525.
- Kay, Stephen J., y Barbara E. Kritzer (2001), "Social Security in Latin America: Recent Reforms and Challenges", *Economic Review* 86, 1, pp. 41-52.
- Kopits, George, y Padma Kritzer (1980), "The Influence of Social Security on Household Savings: A Cross Country Investigation", *International Monetary Fund Staff Papers* 27, marzo, pp. 161-190.
- Koskela, Erkki, y Matti Viren (1983), "Social Security and Household Saving in an International Cross Section", *American Economic Review* 73, marzo, pp. 212-217.
- Kotlikoff, Laurence (1979), "Testing the Theory of Social Security and Life Cycle Accumulation", *American Economic Review* 69, junio, pp. 396-410.
- , y Jeffrey Sachs (1997), "It's High Time to Privatize", *Brookings Review*, verano.
- Leimer, Dean R., y Selig D. Lesnoy (1982), "Social Security and Private Saving: New Time-Series Evidence", *Journal of Political Economy* 90, junio, páginas 606-629.

- Mariger, Randall P. (1997), "Social Security Privatization: What It Can and Cannot Accomplish", Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Series 1997-32, junio.
- Meguire, Philip (1996), "Getting It Right: Social Security and Private Savings", Departamento de Economía, Universidad de Canterbury, Christchurch, Nueva Zelanda, diciembre, inédito.
- Modigliani, Franco, y Arlie Sterling (1989), "Determinants of Private Saving with Special Reference to the Role of Social Security-Cross-Country Tests", Franco Modigliani, *The Collected Papers of Franco Modigliani*, vol. 5, páginas 3-34, Cambridge, MIT Press.
- Munnell, Alicia H. (1974), *The Effect of Social Security on Personal Saving*, Cambridge, Ballinger.
- (1979), "Social Security and Private Saving: Another Look", *Social Security Bulletin* 42, mayo, p. 40.
- (1980), "Social Security, Private Pensions, and Saving", *New England Economic Review*, mayo/junio, pp. 31-47.
- Von Furstenberg, George (1979), *Social Security versus Personal Saving*, Cambridge, Ballinger.
- Weil, Philippe (1987), "Permanent Budget Deficits and Inflation", *Journal of Monetary Economics* 20, septiembre, pp. 393-410.