

- Deaton, A. y C. Paxson (1998), "Saving and Growth: Another Look at the Cohort Evidence".
- Duryea, S. y M. Székely (1998), "Labor Markets in Latin America: A Supply-Side Story", Oficina del Economista Jefe, Documento de discusión núm. 374, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Jappelli, T. y F. Modigliani (1997), "Pension Income and the Life Cycle" (mimeografiado).
- Lustig, N. y M. Székely (1998), "México, evolución económica, pobreza y desigualdad", Banco Interamericano de Desarrollo.
- Shorrocks, A. F. (1975), "The Age-Wealth Relationship: A Cross-Section and Cohort Analysis", *The Review of Economics and Statistics*, pp. 155-163.
- Székely, M. (1998), "Monto y distribución del ahorro de los hogares en México", *El Trimestre Económico*, vol. LXV, núms. 2 y 258.
- (1998a), "The Economics of Poverty, Inequality and Wealth Accumulation in Mexico", Londres, Macmillan.
- Villagómez, A. y A. Zamudio (1997), "Household Saving in Mexico", CIDE.

## Ahorro y pensiones en México: un estudio al nivel de las familias

Fernando Solís Soberón  
y F. Alejandro Villagómez<sup>1</sup>

*Resumen:* En este trabajo se analiza el comportamiento del ahorro de las familias mexicanas bajo un esquema de pensiones público de reparto. El estudio se basa en un análisis de cohortes mediante el uso de un panel sintético, lo cual permite rastrear el comportamiento de una cohorte en el tiempo mediante cortes transversales repetidos, determinando sus perfiles de consumo, ingreso y ahorro. Para este efecto se construyó una muestra compuesta de asalariados con seguridad social y quienes carecen de ella, utilizando información microeconómica generada por las ENIGH para cinco años. De nuestros resultados puede concluirse que para el caso mexicano se observa un pequeño efecto negativo sobre el ahorro como consecuencia de la existencia de un esquema público de pensión de reparto.

*Abstract:* This paper analyzes the savings behavior of Mexican households under a PAYG pension system. We use a cohort analysis and construct a synthetic panel, that allow us to follow a particular cohort over time by considering repeated cross sections. We use data from five household surveys that allow us to identify those household heads with social security and those without it. Pure results suggests that the existence of a PAYG pension system has a small negative effect on savings.

### Introducción

Recientemente diversos países han reemplazado sus sistemas de pensiones de reparto por sistemas de capitalización individual, lo que ha suscitado una amplia discusión acerca de los efectos de estas reformas

<sup>1</sup> Fernando Solís Soberón es presidente de CONSAR y profesor del ITAM. Alejandro Villagómez es profesor-investigador de la División de Economía del CIDE y editor de la revista *Economía Mexicana*. Agradecemos los comentarios de Gonzalo Castañeda y Graciela Teruel. Las opiniones de los autores no reflejan necesariamente las opiniones de las instituciones a las que pertenecen. Se agradece la eficiente ayuda de Ricardo Fuentes Nieva.

en las diferentes economías. Probablemente uno de los temas más debatidos es el de los posibles efectos sobre el ahorro de los individuos y gobiernos, y en consecuencia, sobre el ahorro nacional. Este tema no es nuevo. En el trabajo seminal de Feldstein (1974) se muestra que la introducción de un sistema público de reparto puede traer como consecuencia una disminución del ahorro privado. Lo anterior se explica por dos razones: 1) forzar a los trabajadores a ahorrar mediante un sistema de pensiones puede inducirlos a disminuir su ahorro voluntario, y 2) el sistema puede provocar en los trabajadores la expectativa de un mayor ingreso permanente, debido al ingreso esperado en el futuro al momento del retiro del mercado laboral, y por consiguiente un aumento en el consumo presente. El trabajo de Feldstein condujo a un amplio y prolongado debate sobre los efectos de los sistemas de pensiones sobre el ahorro, el cual se ha reflejado en una significativa batería de estudios empíricos.<sup>2</sup> En general, la literatura sobre el tema no ofrece resultados concluyentes.

Con las recientes reformas en diversos países a los sistemas de pensiones de reparto y su sustitución por sistemas de capitalización individual, el debate sobre los efectos de los sistemas de pensiones en el ahorro nacional ha sido revivido, pero ahora con el argumento de que por las características del nuevo esquema se observarían efectos positivos en el ahorro de los individuos. En esta literatura, los resultados teóricos en general son también ambiguos, mientras que el análisis empírico se limita al caso chileno. Aun en este país es difícil establecer si el aumento observado en el ahorro interno en los últimos años es consecuencia de la reforma al sistema de pensiones en 1981, o del conjunto de reformas estructurales emprendidas en ese país en la década de los ochenta, como lo documenta Schmidt Hebbel (1997). En el caso de México, el debate es particularmente importante por el papel central que el gobierno le ha asignado al ahorro interno en su programa de política económica, cuyo fin es financiar el nivel de inversión necesario para alcanzar las tasas de crecimiento establecidas en el Plan Nacional de Desarrollo.

Gran parte de la discusión en México se refiere a la posibilidad de que la reciente reforma al sistema de pensiones para los trabajadores afiliados al Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS), y que dio paso a un sistema de capitalización individual, estimule el ahorro privado y en consecuencia fortalezca el ahorro interno. Algunos estu-

dios que han analizado este aspecto sugieren un impacto positivo (Ayala, 1997, y Sales, Solís y Villagómez, 1998). Sin embargo, los resultados se obtienen mediante simulaciones realizadas a modelos de equilibrio parcial, y los resultados son sensibles a los supuestos utilizados, en particular respecto a la forma en que se enfrenta el costo fiscal de la transición entre sistemas de pensiones. Por otra parte, es importante señalar que para el caso mexicano no se ha estudiado empíricamente el comportamiento del ahorro de las personas ante la presencia de un sistema de pensiones público de reparto. Esto indudablemente ha sido consecuencia de la falta de información estadística al nivel de los individuos. Sin embargo, esta situación ha mejorado en los últimos años.

El análisis de los efectos de un sistema de reparto en el ahorro individual es importante, no sólo porque permitirá ofrecer información útil para poder comparar y evaluar el posible efecto del nuevo sistema de pensiones, sino porque además existen aún programas públicos de reparto con una participación significativa en la población económicamente activa (PEA). En 1996, aproximadamente 27% de la PEA se encontraba cubierta por el programa proporcionado por el IMSS, otro 8% correspondió a programas proporcionados por otras entidades públicas, siendo el esquema del Instituto de Seguridad Social al Servicio de los Trabajadores del Estado (ISSSTE) el más importante.<sup>3</sup>

En este trabajo se analiza el comportamiento del ahorro de las familias en México ante un esquema de pensiones público de reparto, utilizando información microeconómica proporcionada por la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) elaborada por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI). Debido a las características de esta información, el presente estudio se basa en un análisis de cohortes mediante el uso de un panel sintético, lo cual permite observar el comportamiento de una cohorte en el tiempo mediante cortes transversales repetidos, lo que determina sus perfiles de consumo, ingreso y ahorro. Esta técnica permite contrastar implicaciones derivadas de modelos como el del Ciclo de Vida (cv).

En la siguiente sección se presenta el marco teórico analítico utilizado. En particular, se pone el acento en las principales implicaciones del modelo del cv y en la técnica de construcción de un panel

<sup>2</sup> En Magnussen (1994) se presenta una excelente reseña de esta literatura.

<sup>3</sup> Para un análisis sobre la estructura y evolución de los sistemas públicos de pensión en México puede consultarse a Solís Soberón y Villagómez (1997).

sintético a partir del uso de cohortes. También se detallan las principales características de la información utilizada y de las variables construidas. En la tercera sección se presenta el análisis de los perfiles de consumo, ingreso y ahorro, así como un análisis de regresión, y se analizan los principales resultados. En la última sección se concluye con comentarios finales.

### Marco teórico-analítico

#### *El modelo del Ciclo de Vida*

Uno de los modelos más utilizados para el análisis de la relación entre ahorro y pensiones es el del Ciclo de Vida (cv), propuesto por Modigliani (1975), el cual sugiere que el comportamiento del consumo, ingreso y ahorro de un individuo a lo largo de su vida está asociado a su edad y se deriva de un criterio de asignación intertemporal. Es decir, el consumo  $C$  de un individuo  $i$  de edad  $a$ , nacido el año  $b$ , es una función de su riqueza  $W_{ib}$  y sus preferencias  $f_i(a)$ , por lo que la función se expresaría como

$$C_{iab} = f_i(a) W_{ib} \quad (1)$$

Buscando mantener la utilidad marginal de su consumo constante a lo largo de su vida, el consumidor ahorraría durante su vida activa laboral para financiar su consumo durante su retiro. En consecuencia, el perfil del ahorro seguiría un patrón en forma de U invertida. La introducción de un sistema de pensiones de reparto afectaría su decisión de consumo-ahorro en la medida en que modifique su riqueza como consecuencia de los beneficios derivados de la pensión futura. Esto generaría una disminución en su ahorro durante su vida laboral. También existe la posibilidad de un efecto negativo derivado de una transferencia o redistribución de la riqueza que iría de aquellos individuos con una mayor propensión a ahorrar hacia individuos con una menor propensión a ahorrar. Sin embargo, estos efectos pueden verse modificados debido a la presencia de otros factores, tales como la existencia de imperfecciones en los mercados de capital, factores demográficos como la estructura de la familia, o la existencia de una familia ampliada en donde los hijos y sus familias viven con sus padres, característica común en países como el nuestro.

Este marco teórico sugiere diversas preguntas interesantes sobre el comportamiento del ahorro de los individuos. Un primer aspecto sería observar si los perfiles de consumo, ingreso y ahorro de los consumidores mexicanos siguen el patrón sugerido por el modelo del cv y si existe alguna diferencia en este comportamiento entre aquellos individuos que se encuentran cubiertos por un sistema público de pensiones y los que no lo están. Otro aspecto interesante es analizar si existe un comportamiento diferencial en el ahorro entre aquellos individuos que forman parte de una familia ampliada y aquellos que no están en esta situación.

Para realizar dicho análisis sería necesario contar con información de un mismo individuo durante varios años, lo que permitiría construir un panel. Sin embargo, la información disponible no se deriva de aplicar los cuestionarios a un mismo individuo en varios años, sino que es una muestra aleatoria para años no consecutivos en donde los individuos no son los mismos. Alternativamente, como lo sugieren Browning, Deaton e Irish (1985), puede construirse un panel sintético que consiste en construir cohortes (grupos de individuos) sobre la base de la edad de nacimiento de cada jefe de familia, como se verá más adelante, lo que permitiría observar el comportamiento de variables promedio relevantes de cada cohorte en encuestas sucesivas. Como señala Attanasio (1997), esta técnica permite superar limitaciones en el análisis dinámico del ciclo de vida debido a la falta de información tipo panel. En consecuencia, en este análisis, según la fórmula (1), se expresaría en términos de medias aritméticas obtenidas de la información agregada de cada cohorte.

Debe señalarse también que  $f(a)$  en la fórmula (1) es generalmente tratada como una constante en los libros de texto. Sin embargo, en nuestro análisis basado en cohortes derivadas de agrupar y promediar la información de los jefes de familia, resulta importante considerar esta función como variable. Es decir, en este caso es importante considerar aquellos factores que pueden afectar los perfiles de consumo antes señalados y que se asocian a cada cohorte en particular, o al ciclo de vida. Por ejemplo, existe la posibilidad de que una cohorte cuya fecha de nacimiento se ubique en la década de los treinta presente una actitud distinta ante el consumo y ahorro comparada con otra cohorte cuya edad de nacimiento se ubique en la década de los setenta. Esta diferencia generacional produciría perfiles de ahorro distintos para ambas cohortes. También resulta relevante considerar el tamaño y estructura del hogar, ya que el gasto de una familia con hijos mayores

es distinto del realizado por otra con hijos pequeños, lo cual afecta el perfil de consumo y ahorro de estas cohortes. Lo mismo puede señalarse si se considera el número de hijos o la existencia de una familia ampliada. En general, cambios en estos factores demográficos pueden afectar sistemáticamente la utilidad marginal del consumo durante el ciclo de vida. Como señalan Attanasio y Browning (1995), el control de estos factores en este tipo de estudios es muy importante ya que necesariamente afectan las decisiones intertemporales de la familia. La omisión de estos factores puede conducir a resultados e interpretaciones erróneas en donde se comparen a dos cohortes con distintos efectos generacionales o temporales.

### La Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares

La base de datos para este trabajo proviene de las ENIGH. Estas encuestas son levantadas por el INEGI desde la década de los cincuenta. Sin embargo, sólo recientemente ha sido posible generar encuestas con conceptos y metodología comparables entre diversos años, por lo que para este trabajo utilizamos la información correspondiente a 1984, 1989, 1992, 1994 y 1996. Esta encuesta se levantó durante el tercer trimestre de cada año, usando una muestra estratificada de familias. El tamaño de la muestra fue diferente en cada año, esto es: 4 737 familias en 1984, 11 531 en 1989, 10 530 en 1992, 12 815 en 1994 y 14 042 en 1996, sin embargo fue representativa de todo el país, por lo cual el INEGI utilizó factores de expansión para reportar sus resultados en el ámbito nacional.

El principal objetivo de la encuesta fue obtener información detallada sobre la estructura de gasto de una familia típica, por lo que el énfasis en el cuestionario es sobre la variable consumo de la familia. También se proporciona información sobre el ingreso, después de impuestos y contribuciones a la seguridad social. Tanto en el consumo como en el ingreso, la información se divide en dos componentes: uno monetario y otro no monetario. Adicionalmente, la encuesta reporta información sobre características demográficas y sociales de los individuos entrevistados, tales como edad, sexo, nivel de educación, ocupación, tipo, tamaño y composición de la familia, ubicación geográfica de la vivienda, tipo de empleo, percepción de beneficios por seguridad social, etc. Desafortunadamente esta encuesta no incluye variables de

acervo, tales como tenencias de activos financieros u otro tipo de riqueza, lo que limita nuestro análisis.

### Construcción de cohortes

Como ya se comentó, para realizar un análisis como el propuesto por el modelo del cv debería construirse un panel en el cual se pudiera seguir el comportamiento de un mismo individuo en el tiempo. Esto no es posible con la información proporcionada por las ENIGH, además de que los datos sobre consumo se presentan para el conjunto de la familia y no para el individuo. Sin embargo, es posible recurrir a un procedimiento alternativo que consiste en la construcción de un seudopanel o panel sintético, sobre la base de cohortes, tal y como lo proponen Browning, Deaton e Irish (1985). En este caso, la unidad de análisis es una cohorte o grupo de individuos o familias, definido de acuerdo con el año de nacimiento del jefe de familia, lo que permite seguir el comportamiento de las variables promedio de esta cohorte en el tiempo para sucesivas encuestas.<sup>4</sup> Cada cohorte "x" se construye agregando y promediando información relevante, como es el caso del consumo y del ingreso, para cada jefe de familia de acuerdo con su edad durante la primera encuesta, para después seguir el comportamiento de esta cohorte "x" en encuestas sucesivas. En particular, en este trabajo se consideran intervalos de cinco años de tal forma que la primera cohorte incluye jefes de familia nacidos entre 1965 y 1969, por lo que para la primera encuesta en 1984 sus edades fluctúan entre 15 y 20 años, mientras que para la encuesta de 1996 esta cohorte representa edades entre 30 y 34 años.<sup>5</sup> Puesto que nuestra muestra incluye jefes de familia entre 15 y 59 años de edad, en total tendríamos 9 cohortes, que darían un total de 37 observaciones, ya que contamos con cinco encuestas.<sup>6</sup>

Cabe mencionar que una ventaja importante de este procedimien-

<sup>4</sup> El criterio para definir la cohorte puede ser variado, como por ejemplo el individuo de mayor edad. Nosotros utilizamos el año de nacimiento del jefe de familia autodeclarado en la encuesta debido a que la variable edad desempeña un papel determinante en el marco del modelo del ciclo de vida.

<sup>5</sup> Debe notarse que la selección del intervalo es arbitraria. El mantener un intervalo relativamente amplio nos permite contar con un mayor número de familias en cada celda.

<sup>6</sup> Debe notarse que se utilizan 37 observaciones y no 45 debido a que 8 observaciones se pierden como consecuencia de que nuestra muestra se acota a 59 años de edad. En el cuadro 2 se muestran las cohortes construidas por edad de nacimiento y por encuesta.

to comparado con un análisis sólo de corte transversal es que en este último, la existencia de diferencias sistemáticas entre generaciones produciría importantes distorsiones en los perfiles estimados, mientras que con la metodología aquí planteada el uso de cortes transversales repetidos permite controlar por este efecto de cohortes o generacional.

### VARIABLES

Una ventaja importante que ofrece el trabajar con este tipo de encuestas es que el investigador puede construir directamente las variables relevantes para el análisis. En el caso del consumo, la variable incluye básicamente el gasto en bienes no durables y servicios. Para tal efecto se realizó una clasificación de aquellos bienes durables que deberían ser excluidos de la muestra, tales como algunos artículos y equipos fotográficos y audiovisuales, vehículos de uso particular, y algunos muebles y enseres. Otro ajuste importante es el gasto que se realiza en educación y salud. Al respecto existe una amplia discusión sobre el posible carácter de estos apartados como un gasto de inversión. Para este trabajo se eliminaron algunos componentes que se consideraron bienes durables, tales como el equipo escolar o los aparatos ortopédicos.<sup>7</sup> Un tratamiento más adecuado de estas definiciones requiere considerar el flujo de servicios proporcionado por los bienes durables. Sin embargo, no es posible estimar estos flujos debido a que no contamos con información del acervo de los bienes durables. Por su parte, nuestra variable ingreso incluye sueldos y salarios (además de comisiones, aguinaldos y primas), rentas, ingresos por activos financieros y transferencias, excluyendo el pago de impuestos y contribuciones a la seguridad social. Finalmente, el ahorro es la diferencia entre el ingreso y el consumo. En particular, la tasa de ahorro utilizada en este trabajo es aproximada por la diferencia entre el logaritmo del ingreso y el logaritmo del consumo. Estas variables fueron expresadas en términos reales utilizando como deflactor el Índice Nacional de Precios al Consumidor para el mes de septiembre correspondiente al año de cada encuesta. En el cuadro 1 se presentan algunas estadísticas descriptivas de las variables consumo, ingreso y tasas de ahorro.

<sup>7</sup> Una lista detallada de los componentes del gasto para cada encuesta que incluimos en nuestra variable consumo puede ser solicitada a los autores.

**Cuadro 1. Media de las variables utilizadas**

Año	Asalariados			Con seguridad social			Sin seguridad social		
	Inc	Iny	s/y	Inc	Iny	s/y	Inc	Iny	s/y
1984	15.21	15.3	0.09	15.54	15.61	0.07	15	15.11	0.1
1989	15.29	15.42	0.13	15.48	15.63	0.14	15.15	15.27	0.13
1992	15.29	15.42	0.12	15.58	15.71	0.13	15.14	15.26	0.12
1994	15.31	15.4	0.1	15.59	15.76	0.16	15.16	15.23	0.06
1996	15.1	15.16	0.06	15.36	15.48	0.12	14.97	15	0.03

Fuentes: ENIGH, INEGI.

La muestra utilizada en este estudio considera familias cuyos jefes tienen entre 15 y 59 años de edad. Se excluyeron a jefes de mayor edad, los cuales se encontrarían ya en edad de retiro, debido a que nuestro énfasis es sobre el comportamiento de un individuo durante su vida activa y cómo se ven afectadas sus decisiones de ahorro ante la presencia de un sistema público de pensiones.<sup>8</sup> También se excluyeron a aquellas familias que no brindan información sobre el jefe de familia. En conjunto estas exclusiones significan una reducción de 22% y 3% respectivamente, en promedio para las cinco encuestas, de la muestra total de familias. En otros estudios se tiende a eliminar a las familias rurales debido a la menor confiabilidad en su información, sin embargo, nosotros no lo hacemos debido a que representan alrededor de 37% de la muestra.

La muestra se dividió en dos grupos con la finalidad de diferenciar aquellos jefes de familia cuyas decisiones de consumo-ahorro podrían estar afectadas por un sistema público de pensiones. Para tal efecto, la encuesta reporta información sobre si un individuo recibe prestaciones sociales por parte de algún programa de seguridad social público (IMSS, ISSSTE, Pemex, ISSFAM, Sistemas Estatales, etc.) y aquellos que no las reciben. Sin embargo, esta información está disponible sólo para aquellos jefes de familia clasificados como asalariados, situación que nos obliga a concentrarnos en este grupo.<sup>9</sup> En promedio, los asalariados representan alrededor de 49% de la muestra total en las encuestas, y alrededor de 61% de la muestra de jefes de familia entre 15 y 59 años. Esto es, 2 266 familias en 1984, 5 696 en 1989, 5 272 en 1992, 6 224 en 1994 y 6 761 en 1996. Finalmente, del conjunto de asalariados, en promedio alrededor de 53% aseguró pertenecer a algún programa de seguridad social, mientras que el 47% restante no lo estaba. En el cuadro 2 se encuentra información detallada sobre el tamaño de las celdas para cada uno de nuestros subgrupos y cohortes.

Para explicar la alta proporción de asalariados sin seguridad social es importante señalar que una posible razón es que en nuestro

<sup>8</sup> La edad de retiro en los distintos programas públicos de pensiones oscila entre 60 y 65 años de edad, en promedio. Sin embargo, es posible que haya retiros adelantados si se cubren otros requisitos de contribución y tiempo de servicios.

<sup>9</sup> Según su tipo de trabajo, la encuesta clasifica a los individuos en cinco grupos: 1) patrón, empresario y empleador; 2) trabajador por su cuenta; 3) asalariado; 4) miembro de cooperativa, y 5) trabajador sin retribución. De acuerdo con la ley, un trabajador no asalariado puede afiliarse voluntariamente al IMSS, pero éstos no fueron incluidos en nuestra muestra, pues no existe en la ENIGH información sobre su situación.

grupo de asalariados se incluyen "asalariados agrícolas", de los cuales una buena parte no se encuentra cubierto por un programa de seguridad social, en particular el del IMSS, no obstante que en los últimos años se han creado esquemas modificados donde cotizan productores de caña de azúcar, asalariados del campo y tabacaleros. De acuerdo con la Encuesta Nacional de Empleo, 1991, del total de la población asalariada en el país, 37% no se encontraba asegurada en el IMSS y en el caso de zonas menos urbanizadas, este porcentaje llegaba a 58 por ciento.

El grupo de asalariados y sus dos subgrupos conforman nuestros grupos básicos de análisis, para los cuales se construirán sus perfiles de consumo, ingreso y ahorro. La presentación de estos perfiles nos permite ofrecer una primera idea del comportamiento de estas variables para las distintas cohortes y grupos de población en estudio. Sin embargo, este análisis se complementa con un ejercicio de regresión que nos permite controlar por otras variables importantes, pues afectan el comportamiento de los consumidores. Esta técnica considera regresiones en donde la variable independiente es la tasa de ahorro promedio de cada cohorte, para ambos subgrupos de la muestra, y las variables independientes incluyen el número de niños, el número de adultos, el tamaño de familia, el nivel de educación y *dummies* de cohortes y temporales. En otros estudios similares como Attanasio y Browning (1995), Attanasio (1997) y Paxson (1996), el análisis de regresión incluye otras variables adicionales. También es común utilizar las variables en primera diferencia. Sin embargo, debido al número de años (5) con los que contamos y el número de observaciones, estas alternativas son prácticamente imposibles. Esto limita el detalle del estudio, para lo cual se tendrá que esperar hasta que se cuente con más encuestas.

### Estimación de perfiles

A continuación se presentan los perfiles-edad del consumo, ingreso y ahorro, variables que están presentadas en logaritmos. Este ejercicio nos ofrece una primera aproximación al comportamiento de las cohortes, aunque es necesario complementarlo con el análisis de regresión. En la gráfica 1 se muestran los perfiles del consumo, ingreso y ahorro para la muestra de cohortes que incluyen jefes de familia entre 15 y 59 años de edad, asalariados y no asalariados. Cada línea continua representa una

**Cuadro 2. Tamaño de las celdas de la muestra**

	1984	1989	1992	1994	1996
<b>Total de casos</b>	3 690	8 973	8 227	9 982	11 010
no asalariados	1 424	3 277	2 955	3 756	4 249
asalariados	2 266	5 696	5 272	6 226	6 761
<b>Con prestaciones</b>					
(año de nacimiento)	1 234	3 030	2 842	3 319	3 589
1965-1969	13	210	508	507	688
1960-1964	107	515	580	658	675
1955-1959	214	546	517	600	551
1950-1954	235	545	375	492	392
1945-1949	194	443	264	328	250
1940-1944	175	311	208	244	145
1935-1939	127	263	103	155	*
1930-1934	105	175	*	*	*
1925-1929	64	*	*	*	*
<b>Sin prestaciones</b>					
(año de nacimiento)	1 032	2 666	2 430	2 907	3 172
1965-1969	16	231	393	439	601
1960-1964	126	422	439	491	544
1955-1959	181	495	378	488	431
1950-1954	180	452	353	390	343
1945-1949	137	338	247	334	249
1940-1944	140	287	198	267	167
1935-1939	113	243	143	184	*
1930-1934	65	164	*	*	*
1925-1929	74	*	*	*	*

Fuentes: ENIGH, INEGI.

\* Estas celdas no se incluyen debido a que exceden la edad de la muestra elegida (59 años).

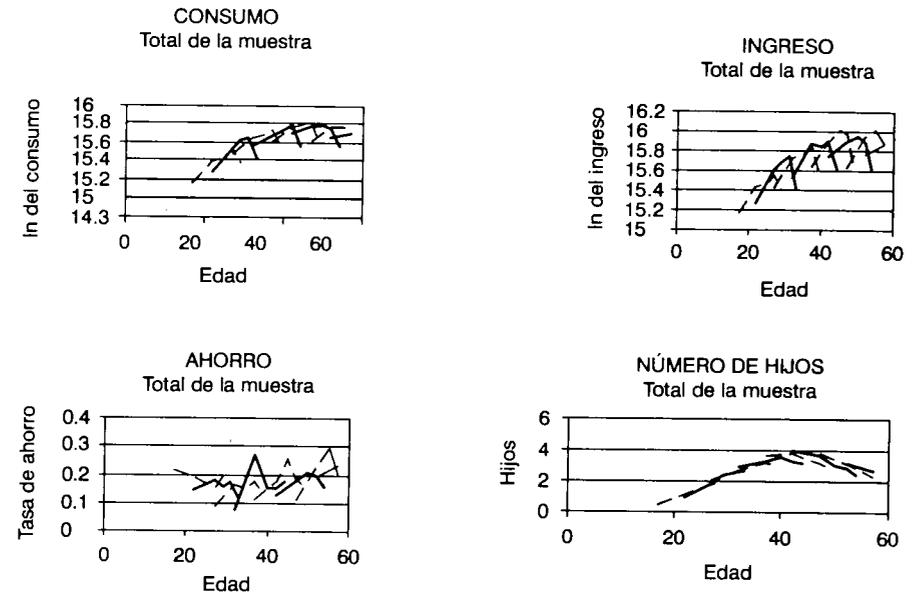
cohorte para las cinco muestras utilizadas. El perfil del ingreso evoluciona de acuerdo con lo sugerido por el modelo del cv, aumenta con la edad y alcanza un punto máximo entre los 40 y 50 años de edad. El perfil del consumo también presenta un patrón similar al del ingreso. En ambos casos se observa una caída en el consumo e ingreso en 1996 como consecuencia de la crisis económica que inició en 1995.

Como puede apreciarse, los perfiles del consumo e ingreso se siguen muy de cerca, por lo que el perfil de ahorro no toma la esperada forma de U invertida. En la gráfica 1 se presenta también el perfil de las cohortes con base en el número de hijos. Se observa que el número promedio de hijos aumenta con la edad, alcanzando un máximo alrededor de los 45 años aproximadamente, para después disminuir en la medida en que los hijos abandonan el hogar original. Este efecto demográfico se observa con la coincidencia del punto mínimo alcanzado en el perfil del ahorro y el máximo de hijos.

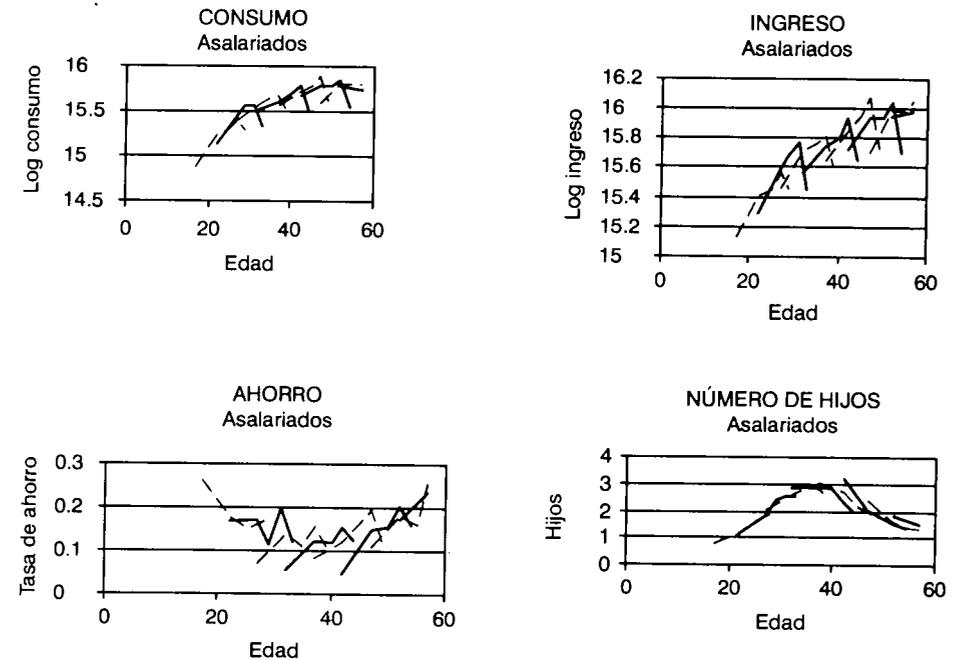
En la gráfica 2 se presentan los perfiles correspondientes a la población de asalariados. El comportamiento del consumo y el ingreso es muy similar al observado en el caso anterior, por lo que el ahorro tampoco toma la forma de U invertida. Sin embargo, se observa una ligera diferencia entre este perfil y el de la muestra total, ya que el correspondiente a los asalariados tiende más a tomar forma de U, además de que las generaciones más grandes presentan menores tasas de ahorro que las más jóvenes.

El comportamiento de los perfiles-edad para los grupos de asalariados con seguridad social y los que no tienen seguridad social se muestra en las gráficas 3 y 4, respectivamente. El grupo de asalariados sin seguridad social (sss) registra una ligera caída en el consumo y el ingreso durante 1992, la cual es muy regular entre las diversas cohortes, situación que no ocurre con el grupo de asalariados con seguridad social (css), los cuales sólo reflejan la contracción del consumo en 1996. Es difícil *a priori* explicar este comportamiento diferencial. Es probable que los asalariados css, debido a su ubicación en el mercado laboral, estuvieran en mejor posición para beneficiarse de la expansión crediticia observada durante estos años. Sin embargo, otro posible factor que podría haber incidido en el comportamiento de su consumo puede asociarse al sistema de pensiones, en particular al ofrecido por el IMSS, al cual pertenece la mayoría de estos asalariados. En 1990 se aumentaron los límites a la pensión mínima, estableciéndose una cantidad no inferior a 80% del salario mínimo general (SMG), a 90% en 1992 y no menor a 100% para 1995. Este hecho podría haber

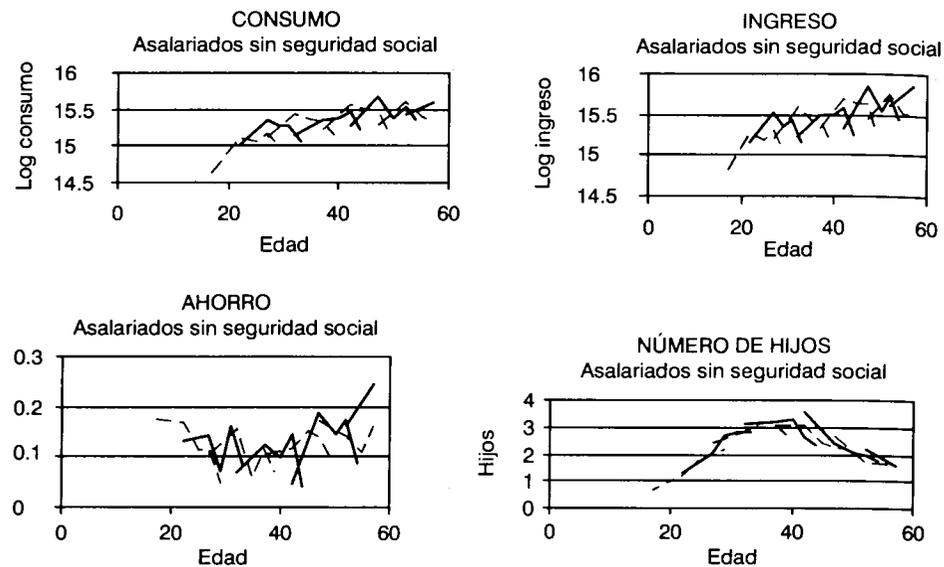
Gráfica 1



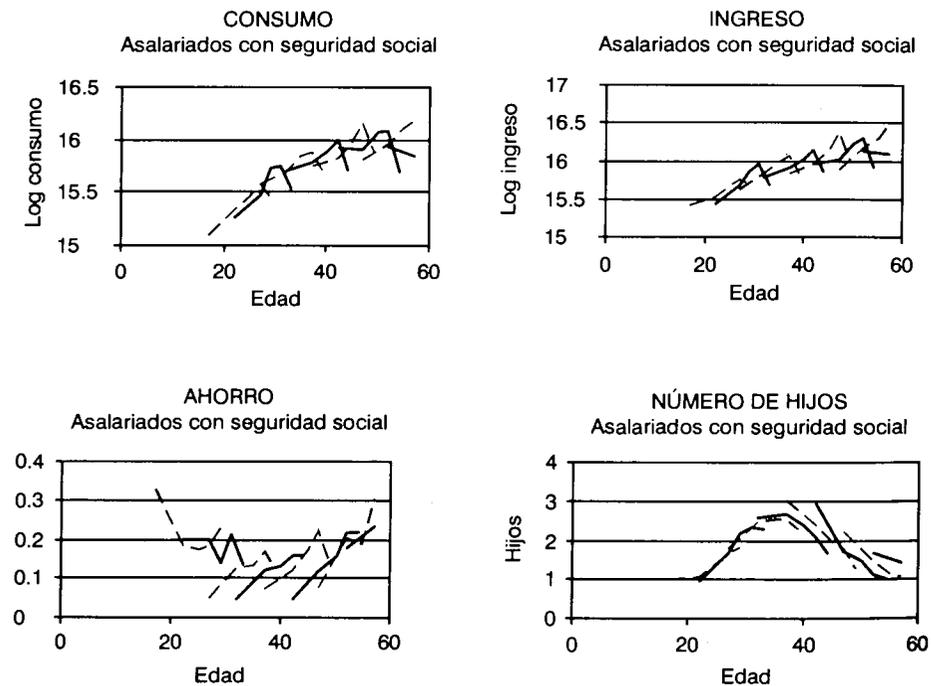
Gráfica 2



Gráfica 3



Gráfica 4



conducido a un efecto riqueza reflejado en un mayor consumo presente. El posible efecto negativo sugerido por Feldstein sólo se observa en las tasas de ahorro de las cohortes más jóvenes para asalariados CSS, mientras que el resto de las cohortes muestran aumentos en sus tasas de ahorro, aunque menores a las observadas antes de 1992. Estas hipótesis son preliminares en la medida en que los perfiles no han sido controlados por otros factores demográficos relevantes.

Un aspecto interesante en las gráficas 3 y 4 se refiere a los perfiles-edad ahorro de los dos subgrupos de asalariados. El perfil para el caso de los asalariados sss tiende a oscilar alrededor de un mismo valor y se observa relativamente plano, en tanto el perfil de los asalariados CSS toma una forma de U. Es decir, se observa una caída más pronunciada para las cohortes jóvenes y un aumento más pronunciado para las cohortes de mayor edad. Adicionalmente, resulta interesante observar el comportamiento a partir de la tercera cohorte. Por un lado, la tasa de ahorro para estas cohortes se inicia en puntos bajos y aumenta en forma pronunciada, y, por el otro, existe un desplazamiento entre cohortes. Lo anterior significa que entre mayor es la edad de la cohorte, su tasa de ahorro para un mismo año estará más por debajo de la cohorte anterior, reflejando menores tasas de ahorro para las cohortes en edad avanzada respecto a las jóvenes.

Este hecho podría deberse a un efecto generacional, pero podría aventurarse una hipótesis de un comportamiento ligado al sistema de pensiones si consideramos que a partir de la tercera cohorte se encontraban en el mercado laboral durante la década de los años setenta, periodo en el cual se observa una recuperación de los beneficios por pensión del programa otorgado por el IMSS, los cuales aumentaron en aproximadamente 26% como proporción del sueldo base de cotización para un asegurado promedio. Si este hecho tiene un efecto negativo sobre el ahorro, como sugiere Feldstein, entonces explicaría los bajos puntos iniciales (correspondientes a 1984) en los perfiles de ahorro de estas cohortes, situación que no se aprecia en el perfil-edad ahorro de los asalariados sss. Hay que señalar que este comportamiento diferencial de los perfiles de ahorro de estos dos grupos de cohortes no parece explicarse fundamentalmente por el tamaño del hogar, ya que, como se observa en las gráficas 3 y 4, los patrones de comportamiento son muy similares tanto para los asalariados CSS como para los sss. Por esta razón, consideramos que el sistema de pensiones de reparto provocó comportamientos distintos entre estas cohortes, hipótesis que se verifica con el análisis de regresión.

## Análisis de regresión

En esta sección se realiza un sencillo ejercicio de regresión con la finalidad de verificar algunas de las ideas arriba expuestas. El modelo utilizado no corresponde a un modelo estructural como el planteado por Attanasio y Browning (1995), en gran parte porque contamos con un pequeño número de encuestas que, por añadidura, no corresponden a años sucesivos. Nuestro principal objetivo es obtener una estimación del perfil-edad del ahorro para los dos grupos de cohortes que considere el controlar por factores demográficos, temporales y generacionales. Para el primer conjunto de factores se consideró el número de niños NIN (definidos como menores de 15 años), el tamaño de familia TMHOG y el número de hijos que viven en el hogar HIJ. Los factores temporales y generacionales se incluyeron como *dummies*, DT y DUM respectivamente, tratamiento seguido en este tipo de literatura. Por último, también se incorporó una variable para controlar el nivel de educación. En este caso la variable se incluyó como una proporción de aquellos jefes de familia con primaria y secundaria. Este tratamiento no es completamente satisfactorio, pero debido al tamaño de la muestra sería poco útil subdividirla por tipo de educación.

Las regresiones se realizaron para el grupo de asalariados CSS y para el grupo SSS, teniendo como variable dependiente a la tasa de ahorro. En los resultados que aparecen en los cuadros 3 y 4 no aparecen todas las variables simultáneamente debido a que varias de las variables demográficas produjeron multicolinealidad, por lo que se seleccionó el mejor ajuste. Una vez realizada la regresión se procedió a graficar los residuales de cada una de ellas. Estas gráficas representarían el comportamiento del ahorro una vez que se ha controlado por los factores antes señalados e incluidos en cada regresión.

Las primeras dos regresiones presentadas en los cuadros 3 y 4 consideran variable demográfica al número de niños en la familia e incluyen factores temporales. Las gráficas muestran los valores de los residuales que corresponden a la evolución del ahorro no explicado por las variables independientes. En ninguno de los casos se observa la forma sugerida por el modelo del cv de U invertida, sin embargo, sí se puede apreciar cómo en el caso de los asalariados sin seguridad social tiende a ser ligeramente mayor que en el caso de los asalariados CSS, e incluso se puede percibir un ligero aumento conforme aumenta la edad, para disminuir en los últimos años de nuestra muestra, que incluye hasta 59 años de edad. Esto no se observa en el grupo CSS, lo

**Cuadro 3.** Regresión 1. Asalariados sin seguridad social

Variable	Coefficiente	Error estándar
C	0.1406	0.0214
NINSSS	-0.0301	0.0075
DT1	0.0508	0.0157
DT2	0.0882	0.0161
DT3	0.0387	0.0166
DT4	0.0766	0.0166
R-2	0.635	F-estadístico 10.800
D-W	2.0660	Prob. (F-estadístico) 0.000

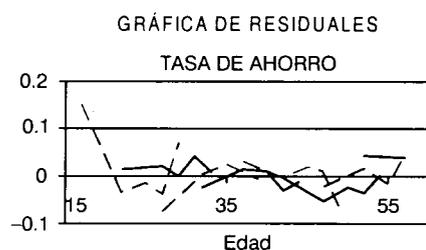


que resulta interesante, ya que esto sugiere que aquellos individuos sin seguridad social realizarían un mayor ahorro en previsión para el retiro, mientras que el grupo CSS podría reflejar el efecto negativo sugerido por Feldstein.

En las regresiones 3 y 4 se incluyen dos variables demográficas: número de hijos y tamaño del hogar, junto con *dummies* para capturar factores generacionales. Los resultados, junto con las gráficas de los residuales se presentan en los cuadros 5 y 6. De nueva cuenta, el comportamiento del ahorro para los asalariados sin seguridad social refleja tasas ligeramente mayores que las del grupo con seguridad social, aunque en este caso la diferencia es menos perceptible. Un aspecto interesante es que el perfil de la tasa de ahorro de los asalariados CSS muestra puntos muy bajos para las cohortes de mayor edad, lo que podría asociarse a la evolución del sistema de pensiones del IMSS, como ya se discutió en el apartado anterior. En todo caso, este ejercicio

**Cuadro 4.** Regresión 2. Asalariados con seguridad social

Variable	Coefficiente	Error estándar
C	0.2826	0.0307
NINCSS	-0.0663	0.0137
DT1	-0.0392	0.0255
DT2	0.0038	0.0259
DT3	-0.0037	0.0267
DT4	0.0454	0.0266
R-2	0.563	F-estadístico 8.000
D-W	1.695	Prob. (F-estadístico) 0.000

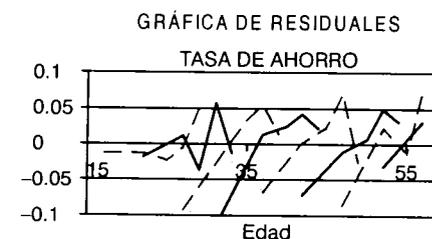


permite sugerir que, una vez que se controlan factores relevantes que afectan las decisiones intertemporales de los individuos, como son los factores demográficos, así como el efecto de factores temporales y generacionales, el perfil de la tasa de ahorro de las cohortes conformadas por asalariados sin seguridad social resulta ser ligeramente mayor que en el caso de los asalariados con seguridad social. Es decir, esto sugiere que la existencia de un sistema de pensiones público de reparto provoca un efecto negativo sobre el ahorro de los individuos asegurados, tal como lo sugiere Feldstein, aunque este efecto parece ser pequeño.

En el siguiente conjunto de regresiones se incluyeron todas las *dummies* simultáneamente (4 temporales y 7 generacionales), lo cual, aunque reduce de manera sustancial los grados de libertad en nuestros ajustes, por estos efectos permite controlar y al mismo tiempo ofrecer información adicional a la obtenida con los ejercicios anteriores. En las

**Cuadro 5.** Regresión 3. Asalariados con seguridad social

Variable	Coefficiente	Error estándar
C	-0.3695	0.3090
HJCSS	-0.1994	0.0772
TMHOGCSS	0.1804	0.0923
DUM1	0.1902	0.0943
DUM2	0.1865	0.0905
DUM3	0.1484	0.0811
DUM4	0.1523	0.0738
DUM5	0.1735	0.0685
DUM6	0.1631	0.0668
DUM7	0.1898	0.0637
DUM8	0.1621	0.0649
R-2	0.564	F-estadístico 3.367
D-W	2.181	Prob. (F-estadístico) 0.006



regresiones 5 y 6 se incluyeron, además de las *dummies*, el número de niños y el tamaño del hogar. Cabe mencionar que también se realizaron ejercicios en los que se incluyó la variable de educación, pero no se tienen informes de ellos. Esta última variable obtuvo el signo contrario a lo esperado y por lo general no fue estadísticamente significativa. Estos resultados son contrarios a lo que se encuentra comúnmente en la literatura, en donde casi siempre esa variable tiene un papel relevante como una alternativa de la variable de ingreso permanente y en donde se esperaría una relación positiva entre el ahorro y el nivel de educación. Es probable que nuestros resultados se expliquen por la manera poco satisfactoria de la inclusión de este factor.

**Cuadro 6.** Regresión 4. Asalariados sin seguridad social

Variable	Coefficiente	Error estándar
C	0.3321	0.2066
HJSSS	0.0155	0.0704
TMHOGSSS	-0.0490	0.0760
DUM1	-0.0532	0.0553
DUM2	-0.0295	0.0498
DUM3	-0.0270	0.0503
DUM4	-0.0146	0.0500
DUM5	0.0156	0.0492
DUM6	0.0240	0.0490
DUM7	0.0289	0.0481
DUM8	0.0912	0.0541
R-2	0.387	F-estadístico 1.647
D-W	2.731	Prob. (F-estadístico) 0.148

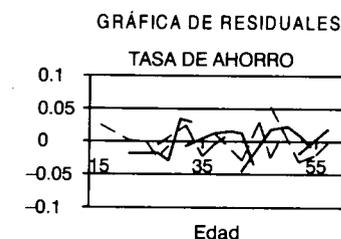


Las gráficas de residuales resultan más claras en este caso, ya que la tasa de ahorro para los asalariados sin seguridad social es en general más alta que en el caso de los asalariados con seguridad social. En el caso de estos últimos destaca un bajo nivel de ahorro para las cohortes más jóvenes, pero por otro lado, toma una ligera forma de U invertida entre los 25 y 45 años de edad, aunque en general las tasas de ahorro son bajas.

En los ejercicios anteriores nuestra muestra incluye hogares en los cuales habitan otros familiares, como pueden ser los abuelos, los tíos, etc. Es decir, coexisten hogares nucleares junto con hogares

**Cuadro 7.** Regresión 5. Asalariados sin seguridad social

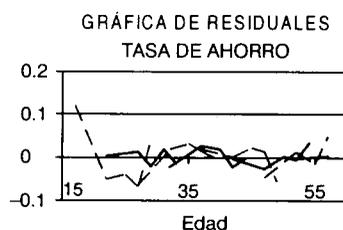
Variable	Coefficiente	Error estándar
C	-0.0138	0.1543
NINSSS	-0.0606	0.0315
TMHOGSSS	0.0372	0.0366
DT1	0.0668	0.0273
DT2	0.0934	0.0203
DT3	0.0477	0.0187
DT4	0.0826	0.0174
DUM1	0.0424	0.0640
DUM2	0.0517	0.0577
DUM3	0.0373	0.0511
DUM4	0.0189	0.0416
DUM5	0.0238	0.0359
DUM6	0.0105	0.0340
DUM7	0.0047	0.0337
DUM8	0.0536	0.0369
R-2	0.759	F-estadístico 4.961
D-W	2.494	Prob. (F-estadístico) 0.000



ampliados. El comportamiento del ahorro para ambos grupos no es necesariamente igual, por lo que nuestro análisis para el conjunto de la muestra puede arrojar resultados distorsionados. Por ejemplo, se ha sugerido que la existencia de una familia ampliada podría generar un menor ahorro para el retiro en la medida en que ésta se presente como un sustituto para este tipo de ahorro. Para controlar esta posible distorsión en nuestros resultados anteriores, se procedió a eliminar de la muestra a aquellos jefes de familia clasificados en hogares amplia-

**Cuadro 8.** Regresión 6. Asalariados con seguridad social

Variable	Coefficiente	Error estándar
C	0.0758	0.2563
NINCSS	-0.0646	0.0374
TMHOGCSS	0.0139	0.0475
DT1	-0.0300	0.0328
DT2	-0.0021	0.0270
DT3	-0.0041	0.0272
DT4	0.0446	0.0260
DUM1	0.1817	0.1300
DUM2	0.1635	0.1244
DUM3	0.1286	0.1133
DUM4	0.1234	0.0966
DUM5	0.1276	0.0792
DUM6	0.1068	0.0707
DUM7	0.1338	0.0618
DUM8	0.1654	0.0604
R-2	0.724	F-estadístico 4.136
D-W	2.045	Prob. (F-estadístico) 0.001



dos. En promedio, esta eliminación reduce la muestra en 20% lo que afecta el poder de nuestras regresiones. Sin embargo, creemos que el ejercicio es informativo. En los cuadros 9 y 10 se presentan los resultados de las regresiones para ambos grupos, en las que se incluyen todas las *dummies*, temporales y generacionales, junto con el número de hijos y el nivel de educación. Los resultados obtenidos no varían sustancialmente de los que se obtuvieron en los ejercicios

**Cuadro 9.** Regresión 7. Asalariados sin seguridad social

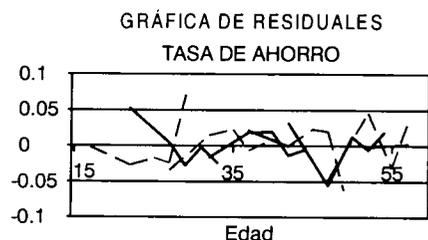
Variable	Coefficiente	Error estándar
C	0.1558	0.0494
HIJSSS	-0.0210	0.0123
SECSSS	-0.0495	0.1231
DUM1	-0.0413	0.0454
DUM2	-0.0229	0.0450
DUM3	-0.0277	0.0418
DUM4	-0.0283	0.0423
DUM5	0.0057	0.0421
DUM6	-0.0015	0.0422
DUM7	-0.0025	0.0414
DUM8	0.0687	0.0446
DT1	0.0305	0.0208
DT2	0.0713	0.0203
DT3	0.0267	0.0202
DT4	0.0797	0.0200
R-2	0.692	F-estadístico 3.534
D-W	2.558	Prob. (F-estadístico) 0.004



anteriores. De nuevo, la tasa de ahorro de los asalariados sin seguridad social es ligeramente mayor comparada con los que sí tienen seguridad social, y además tiende a aumentar con la edad, como lo demuestra el comportamiento de su perfil edad ahorro para este grupo. Es decir, la gráfica sugiere que estas cohortes tenderían a ahorrar más en la medida que se acerca su edad de retiro, considerando que no cuentan con un seguro público, mientras que en el caso de los asegurados este

**Cuadro 10.** Regresión 8. Asalariados con seguridad social

Variable	Coefficiente	Error estándar
C	0.3928	0.0757
HJCSS	-0.0584	0.0157
SECCSS	-0.0522	0.1083
DUM1	-0.0989	0.0718
DUM2	-0.0651	0.0674
DUM3	-0.0843	0.0618
DUM4	-0.0677	0.0533
DUM5	-0.0314	0.0500
DUM6	-0.0373	0.0478
DUM7	0.0141	0.0467
DUM8	0.0778	0.0490
DT1	-0.0938	0.0242
DT2	-0.0230	0.0210
DT3	-0.0158	0.0216
DT4	0.0397	0.0212
R-2	0.797	F-estadístico 6.201
D-W	2.508	Prob. (F-estadístico) 0.000



comportamiento es menos claro, sin importar el número de hijos ni la existencia de una familia ampliada.

En general, los resultados obtenidos después del control por diversos factores demográficos, temporales y generaciones, sugieren que en el caso mexicano los sistemas de pensiones de reparto han tenido un efecto negativo sobre el ahorro, aunque éste sería pequeño. De acuerdo con nuestro análisis de regresión, las tasas de ahorro de los asalariados con seguridad social serían menores que las de los no

asegurados en aproximadamente 0.5 puntos porcentuales, en promedio. Esta información resulta especialmente interesante debido a la actual reforma al sistema de pensiones otorgado por el IMSS. Como se señaló en la introducción de este estudio, algunas simulaciones indican que este nuevo esquema tendría un efecto positivo sobre el ahorro, aunque también sería pequeño. Si esto se verifica posteriormente con datos reales, nuestros resultados obtenidos en este trabajo permitirían validar la actual reforma, al menos en lo que se refiere al aspecto del ahorro. Sin embargo, este análisis deberá aguardar para el futuro, cuando se cuente con la información necesaria para su realización.

### Conclusiones

En este trabajo se analiza el comportamiento del ahorro de las familias mexicanas frente a la existencia de un sistema de pensiones público de reparto. Para tal efecto se utilizó información microeconómica generada por las ENIGH para cinco años. De esta información se construyó una muestra conformada por asalariados, que reportan su pertenencia a un programa público de seguridad social; a partir de esa muestra se generaron dos subgrupos: asalariados con seguridad social y asalariados sin seguridad social. En un primer ejercicio se construyeron los perfiles-edad del consumo, ingreso y ahorro de las cohortes de estos grupos, lo cual permitió tener una primera idea sobre diferencias en su comportamiento. Sin embargo, este análisis fue complementado con un ejercicio de regresión con la finalidad de controlar la información por factores relevantes como los demográficos, temporales y generacionales. De este análisis puede concluirse que, en el caso mexicano, se observa una caída del ahorro como consecuencia de la existencia de un programa público de pensiones de reparto. No obstante esto, no es posible observar en ninguno de los grupos un comportamiento del perfil de ahorro en forma de U invertida.

### Referencias bibliográficas

- Attanasio, O. (1997), "Cohort Analysis of Saving Behavior by U.S. Households", *The Journal of Human Resources*, núm. 33, pp. 575-609.

- Attanasio, O. y M. Browning (1995), "Consumption over the Life Cycle and over the Business Cycle", *The American Economic Review*, núm. 85, pp. 1118-1137.
- Ayala, Ulpiano (1997), "The Impact of Mexican Pension Reform on Savings", Mexico, Mobilizing Savings for Growth, Banco Mundial, abril (mimeografiado).
- Browning, Deaton e Irish (1985), "A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demand over the Life Cycle", *Económica*, núm. 53, pp. 503-544.
- Feldstein, Martin (1974), "Social Security, Induced Retirement and Aggregate Accumulation", *Journal of Political Economy*, núm. 90, pp. 630-642.
- Magnussen, Knut (1994), "Old Age and Pension Saving", *Social and Economic Studies*, núm. 87, Statistics Norway.
- Modigliani, Franco (1975), "The Life-Cycle Hypothesis of Saving Twenty Years Later", en Michael Parkin (ed.), *Contemporary Issues in Economics*, Manchester University Press.
- Paxson, C. (1996), "Saving and Growth: Evidence from Micro Data", *European Economic Review*, núm. 40, pp. 255-288.
- Sales C., F. Solís y A. Villagómez (1998), "Pension System Reform: The Mexican Case", en Martin Feldstein (ed.), *Privatizing Social Security*, NBER, University of Chicago Press.
- Solís Soberón, F. y A. Villagómez (1997), *Las pensiones en México*, Documento de Trabajo 87, México, División de Economía, CIDE.
- Schmidt Hebbel, Klaus (1997), "Does Pension Reform Really Spur Saving and Growth?", noviembre (mimeografiado).

## The Long-run Sustainability of Fiscal Policy in Mexico: A Generational Accounting Approach\*

Carlos Sales Sarrapy and Luis Videgaray Caso\*\*

*Abstract:* This paper applies for the first time the generational accounting methodology to appraise the sustainability of current fiscal policies in Mexico. Generational accounting measures the consequences for future generations of current fiscal policies. Our main finding is that there is no evidence of a fiscal sustainability problem of the sort found for other countries in similar studies. The result is mainly due to favorable demographic dynamics over the coming decades and is robust to several alternative data assumptions. We conclude there is no evident need to raise overall taxes and that tax reform should focus on efficiency issues.

*Resumen:* Este artículo aplica, por primera vez, la metodología de Cuentas Generacionales para evaluar la sustentabilidad de la política fiscal en México. La metodología estima las consecuencias de las políticas fiscales actuales sobre las generaciones futuras. El principal resultado es que, a diferencia de lo encontrado para otros países, en México no existe evidencia de que la política fiscal actual sea insostenible. Esta conclusión se debe básicamente a diversos supuestos alternativos, y a factores demográficos favorables. Se concluye que no existe necesidad de incrementar la carga tributaria, por lo que una reforma fiscal debe enfocarse a mejorar la eficiencia del sistema.

\* Paper prepared for the Conference on Perspectives of Saving in Mexico, October 1998, organized by the CIDE and CONSAR.

\*\* Protego and ITAM. We thank Augusto Arellano for outstanding research assistance; Larry Kotlikoff, Alan Auerbach and Philip Oreopoulos for generously providing their software; Fernando Aportela and Juan Manuel Valle for providing data; and Agustín Carstens, Horacio Sobarzo and participants at the Conference on Perspectives of Saving in Mexico for comments and suggestions. The opinions presented in this paper are those of the authors and do not necessarily represent the view of the institutions to which they are affiliated.