

## **EL AHORRO PRIVADO Y LA TASA DE INTERÉS EN MÉXICO: 1963-1991\***

Alejandro Villagómez Amezcua  
*Centro de Investigación y Docencia Económicas*

*Resumen:* El objetivo de este trabajo es contribuir a la discusión sobre la sensibilidad del ahorro a la tasa de interés, estimando empíricamente la relación de estas variables para México. El modelo utilizado sigue el enfoque de la Ecuación de Euler, pero incorpora consumidores que enfrentan restricciones de liquidez, y se estima con datos anuales y trimestrales.

*Abstract:* The objective of this paper is to contribute to the discussion on the sensitivity of both savings and interest rate. The relation between these two variables is estimated empirically in the case of Mexico. An Euler-Equation model is applied. Consumers facing liquidness restrictions are incorporated to the model, and estimations are made with both annual data and quarterly data.

### **1. Introducción**

Si bien es cierto que el ahorro ha estado continuamente presente en las discusiones académicas y de política económica en los países en desarrollo, por considerarse un elemento fundamental en el proceso

\*Una versión preliminar se presentó en el Seminario de la División de Economía del CIDE y en el III Coloquio Nacional de Economía Matemática y Econometría, en Gto. Agradezco los comentarios de Raúl Feliz, Andrés Zamudio y dos dictaminadores anónimos. Cualquier error es responsabilidad exclusiva del autor.

de acumulación de capital y para el crecimiento económico; en los últimos años este tema ha adquirido creciente relevancia como consecuencia de la crisis de deuda externa que enfrentaron muchos países en desarrollo durante la década de los ochenta, y que significó una reducción importante de recursos externos para financiar sus programas de crecimiento. La posibilidad de movilizar recursos vía ahorro interno requiere del conocimiento de los factores que determinan el comportamiento de esta variable. No obstante el avance en el análisis teórico, existen aún importantes controversias en torno a la vinculación entre el ahorro y otras variables. En particular, es ampliamente conocido el debate en torno al efecto que tiene sobre el ahorro los cambios en la tasa de interés. De acuerdo con la teoría, este efecto es ambiguo debido a que los efectos ingreso y sustitución operan en sentido contrario. Esto es, el efecto ingreso implica que, dado cierto nivel de consumo futuro, el mantener este nivel ante un aumento en la tasa de interés, requerirá de un nivel menor de ahorro. Por su parte, el aumento en la tasa de interés aumenta el costo presente de un peso de consumo futuro, estimulando la sustitución de consumo presente por consumo futuro y aumentando el nivel de ahorro. En consecuencia, la determinación del efecto final (neto) se torna en un asunto de carácter empírico. Desafortunadamente, la investigación empírica para las economías en desarrollo se ha quedado rezagada, debido en gran parte a problemas de información.<sup>1</sup> A continuación resumo las principales conclusiones de los estudios que analizan empíricamente la sensibilidad del ahorro a la tasa de interés para el caso de México.<sup>2</sup> Estos estudios pueden dividirse en dos grupos. El primero caracterizado por funciones de consumo o ahorro agregados y el segundo, conocido como el enfoque de la "Ecuación de Euler", cuyos modelos son derivados de las condiciones de primer orden de un problema

<sup>1</sup> Para una reseña y discusión del trabajo empírico acerca del efecto de la tasa de interés sobre el ahorro en los países en desarrollo pueden consultarse a Balassa (1990) y Deaton (1990).

<sup>2</sup> Los estudios aquí citados son los únicos a los que pude tener acceso para los últimos veinte años. Una discusión más amplia de estos trabajos, así como de otros estudios que analizan el efecto de otras variables sobre el ahorro en México puede encontrarse en Villagómez (1993).

estándar de maximización de la utilidad esperada para un consumidor representativo racional y con previsión al futuro.<sup>3</sup>

Dentro del primer grupo de estudios, Aspe (1990), Buirá (1990) y Katz (1993) estiman el efecto de la tasa real de interés directamente en una función de ahorro privado, en el primer caso, y de ahorro interno total en los dos últimos. Aspe encuentra un efecto positivo entre ambas variables, aunque el coeficiente es pequeño.<sup>4</sup> Buirá también reporta un efecto positivo de la tasa de interés sobre el ahorro interno total. Sin embargo, Katz concluye en su estudio que la tasa de interés no juega ningún papel en la determinación del ahorro interno, independientemente de que la variable escalar sea el ingreso corriente o el ingreso permanente.<sup>5</sup> Por su parte, Gómez Oliver (1989) estima el efecto de la tasa real de interés en una función de consumo privado, encontrando que el coeficiente de la tasa de interés obtiene el signo esperado y es estadísticamente significativo. Finalmente, Villagómez (1994) utiliza un modelo de Corrección de Error para el consumo privado en el periodo 1963-1989, y encuentra que el coeficiente de la tasa de interés real es positivo, lo que implicaría en este caso que existe una relación negativa entre el ahorro y esta variable.<sup>6</sup>

Dentro del grupo de estudios basados en la Ecuación de Euler, Giovannini (1985) encuentra que el coeficiente de sustitución inter-

<sup>3</sup> Esta división es un tanto arbitraria pero facilita la exposición de los estudios. Una discusión más amplia sobre esta clasificación puede encontrarse en Deaton (1990) y Villagómez (1993).

<sup>4</sup> El modelo incluye además como argumentos una variable de impuestos indirectos para capturar el efecto del ahorro forzoso; el ahorro financiero definido como el cambio en M4 como proporción del PIB; la distribución del ingreso definida como la participación de los salarios en el PIB; la tasa real de interés y la inflación. El modelo se estima para el periodo 1950-1987 utilizando Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y Variables Instrumentales (VI).

<sup>5</sup> El modelo en Buirá estima, mediante MCO para el periodo 1966-1988, el ahorro interno total en función del PIB real y de la tasa real de interés. Esta última corresponde al rendimiento neto anual capitalizado mensualmente de la tasa de interés máxima sobre depósitos bancarios en moneda nacional. Por su parte Katz estima su modelo para los periodos 1961-1978 y 1961-1989.

<sup>6</sup> Este modelo sigue la metodología de David Hendry e incluye como argumentos, además de la tasa real de interés, al ingreso real, la tasa de inflación y una variable de incertidumbre inflacionaria. Las estimaciones se realizan mediante MCO y VI.

temporal para el caso de México en el periodo 1965-1979, no es estadísticamente significativo aunque el signo es el esperado. Villagómez (1992) obtiene un resultado similar en un modelo que incluye además consumidores con restricciones de liquidez. Esta situación se repite cuando el modelo es estimado incluyendo una variable *proxy* para la incertidumbre inflacionaria y que afecta el término constante del modelo. Por su parte Arrau (1990), utilizando un modelo que incluye al dinero en la función de utilidad y se estima con información trimestral para el periodo 1980.4 -1989.3, rechaza la hipótesis de que el coeficiente de sustitución intertemporal esté cerca de cero, aunque señala que el valor de dicho parámetro es estimado con baja precisión. Arrau y Wijbergen (1991), en un modelo que se aparta del esquema tradicional de utilidad esperada<sup>7</sup> y se estima para el periodo 1980.1-1989.4, concluyen que los datos para el caso mexicano apoyan el enfoque intertemporal. El coeficiente de sustitución intertemporal se estima entre 0.8 y 1.4, aunque los resultados son débiles. Finalmente, Ha y Oks (1992) estiman que el coeficiente de sustitución intertemporal es aproximadamente de 0.4.<sup>8</sup>

El presente trabajo tiene como objetivo central contribuir al debate, analizando empíricamente la relación entre el ahorro privado y la tasa de interés para el caso de México. Aquí se amplían en tres sentidos los resultados obtenidos en Villagómez (1992). En primer lugar, se extiende el periodo de análisis. En segundo, se utiliza una variable para el ingreso disponible en lugar de una *proxy*, así como dos tasas de interés alternativas. Finalmente, se extiende el análisis incluyendo también estimaciones con datos trimestrales, aunque para un periodo más corto. El modelo utilizado se inscribe dentro del enfoque de la Ecuación de Euler, pero considera la presencia de consumidores con restricciones de liquidez.

<sup>7</sup> Este modelo se basa en un esquema de preferencias propuesto por Epstein y Zin y no en el tradicional esquema de maximización de la utilidad esperada. El enfoque permite estimar por separado el coeficiente de sustitución intertemporal y el parámetro de aversión al riesgo.

<sup>8</sup> Las tasas de interés utilizadas por este segundo grupo de trabajos son las siguientes: En Giovannini se usa una para depósitos en dólares en el país. Villagómez considera una tasa promedio de distintos instrumentos bancarios y no bancarios. En Arrau una tasa de instrumentos a un mes, mientras que Arrau y Wijbergen lo hacen a tres meses para CETES, igual que Ha y Oks.

El resto del documento se estructura de la siguiente forma: El apartado dos presenta el marco teórico utilizado; en el tres se discute el método de estimación, así como la información utilizada; los resultados se presentan en el apartado cuatro y la última sección resume las principales conclusiones.

## 2. Marco teórico

Si bien es cierto que la importancia del ahorro reside tanto en su papel dentro del proceso de acumulación de capital como en su efecto en el crecimiento económico, su estudio también es relevante por otras razones. Una motivación fundamental de los individuos para ahorrar se basa en la posibilidad de transferir recursos de un periodo a otro, con la finalidad de mantener un consumo estable frente a cambios de su ingreso en el tiempo. Este razonamiento es la base para planteamientos como la Hipótesis del Ciclo de la Vida (HCV), desarrollada por Modigliani, o de la Hipótesis del Ingreso Permanente (HIP) sugerida por Friedman, las cuales descansan en el modelo Fisheriano de optimización intertemporal. La versión moderna de estos planteamientos, a los que se les impone el supuesto de expectativas racionales, es desarrollada por Hall (1978, 1988). En su formulación más simple, el modelo implica que los cambios en el consumo óptimo son impredecibles.<sup>9</sup>

Sin embargo, estos modelos asumen que los individuos pueden pedir prestado o prestar a una tasa de interés real fija, siempre y cuando se satisfaga la restricción intertemporal de presupuesto y, en consecuencia, se mantenga su nivel óptimo de consumo en el tiempo. En caso de que estos mercados de capital enfrenten imperfecciones en su funcionamiento que impidan el libre acceso, entonces los individuos enfrentarán restricciones de liquidez y, por ello, su consumo mostrará una mayor sensibilidad a cambios en su ingreso actual, a diferencia del modelo de Hall. Aquí la caracterización de una restricción de liquidez se refiere a la imposibilidad de un individuo de acceder al mercado de capital (para pedir prestado o prestar) y,

<sup>9</sup> Ver nota 12.

por lo tanto, de transferir intertemporalmente su ingreso para mantener su nivel de consumo "óptimo". En un caso extremo, si se asumen restricciones crediticias exógenas, se obtiene el conocido resultado de que los individuos consumen todo su ingreso actual. Sin embargo, esto no sucede necesariamente cuando las restricciones se endogenizan, en cuyo caso la propensión marginal a consumir del ingreso actual es menor que la unidad. No obstante, el resultado cualitativo de la sensibilidad de consumo al ingreso actual se mantiene.<sup>10</sup> Este análisis resulta especialmente relevante para el caso de países en desarrollo, si se asume cierta correspondencia entre el nivel de desarrollo del mercado de capital de un país, y la presencia e importancia de consumidores que enfrentan restricciones de liquidez, como sugieren Japelli y Pagano (1989).<sup>11</sup>

El modelo utilizado en este trabajo se basa en Campbell y Mankiw (1989). Una derivación completa del modelo se encuentra en Villagómez (1992), por lo cual aquí me limito a presentar sus principales características. Este modelo considera el consumo total como un agregado ponderado de dos grupos. El primer grupo,  $C_1$ , incluye consumidores que derivan su consumo óptimo de acuerdo con la hipótesis del ingreso permanente con expectativas racionales (HIP-ER) y reciben una fracción  $(1 - \lambda)$  del ingreso agregado. El segundo grupo,  $C_2$  está compuesto por consumidores que enfrentan restricciones de liquidez y recibe la fracción  $\lambda$  del ingreso agregado. Para este grupo se asume que su consumo es igual a su ingreso disponible actual, esto es, igual a  $\lambda Y$ .

El consumo de los individuos que obedecen la HIP-ER se deriva del siguiente problema de optimización intertemporal

$$\max_{\{c\}} E_t \left[ \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s u(C_{1t} + s) \right]$$

<sup>10</sup> Deaton (1991) demuestra en un modelo que impone la restricción crediticia al problema de optimización del individuo, que el caso "extremo" que asume que los individuos consumen todo su ingreso actual, es posible cuando el proceso estocástico que caracteriza al logaritmo del ingreso obedece a una caminata aleatoria y se asume consumidores impacientes. En este caso, el consumo total del ingreso actual es un consumo óptimo.

<sup>11</sup> Una discusión completa sobre el papel de las restricciones de liquidez en países en desarrollo puede encontrarse en Deaton (1990).

sujeta a

$$A_{t+s} = (1 + R_{t+s})(A_{t+s-1} + Y_{t+s-1} - C_{1t+s-1}) \quad (1)$$

además de una condición de transversalidad para evitar esquemas Ponzi. En (1),  $u(\cdot)$  es una función de utilidad aditivamente separable,  $\beta$  es el factor subjetivo de descuento,  $C$  es consumo,  $E_t$  es el operador de esperanza condicionado a la información disponible en el tiempo  $t$ ,  $A$  son los activos  $(1 + R)$ , es la tasa real de retorno y  $Y$  es el ingreso. La solución a este problema está dado por la siguiente ecuación estocástica de Euler

$$E_t[(1 + R_{t+1})\beta u'(C_{1t+1}) / u'(C_{1t})] = 1 \quad (2)$$

Esto es, *ex-ante* tenemos la igualación de la tasa marginal de sustitución del consumo y la tasa marginal de transformación. Cualquier discrepancia *ex-post* entre estas tasas está expresada por un error de predicción racional,  $e_{t+1}$ , con media cero y ortogonal a cualquier variable contenida en el conjunto de información en el tiempo  $t$ .<sup>12</sup>

Una solución cerrada que permita un manejo operativo de (2) requiere de restricciones adicionales. Aquí se utiliza la solución propuesta por Hansen y Singleton (1983), basada en el modelo de fijación de precios de los activos con base en el consumo (CCAPM). En particular se asume una función de utilidad del tipo de aversión al riesgo relativo constante (CRRA), mientras que se caracteriza al proceso estocástico del consumo y la tasa de interés real como un proceso conjunto estacionario en covarianza y con distribución logarítmico-normal. Estos supuestos nos permiten expresar a (2) como

$$E_t[\ln(C_{t+1}/C_t)] = (1/\gamma) \ln \beta + v/2\gamma + (1/\gamma)E_t[\ln(1 + R_{t+1})] \quad (3)$$

<sup>12</sup> Hay que notar que el modelo de Hall (1978) se puede obtener asumiendo una utilidad marginal lineal y una tasa de interés constante e igual al factor de descuento,  $C_{t+1} = C_t + e_{t+1}$ .

en donde  $v$  es la varianza condicional, que asumimos constante. Después de incluir los dos primeros términos en uno solo y de tomar esperanzas se obtiene la siguiente aproximación lineal

$$\Delta c_{1t} = \kappa + \varphi r_t + \varepsilon_t' \quad (4)$$

donde las letras minúsculas denotan variables en logaritmos,  $\varphi$  es el coeficiente de elasticidad de sustitución intertemporal ( $1/\gamma$ ),  $\kappa$  es una constante que depende de la varianza y covarianza de  $c$  y  $r$ ,  $\varepsilon'$  es un término de error aleatorio normal y  $\Delta$  es el operador de diferencia. La expresión (4) implica, en términos del ahorro, que si éste es elástico a la tasa de interés, entonces un ahorro corriente creciente disminuye el nivel del consumo presente en relación con el consumo futuro. Debe notarse que el supuesto de varianza y covarianza constante implica que se asume una volatilidad constante en los mercados financieros. El modelo final, que incluye también a los consumidores con restricciones de liquidez y corresponde al consumo agregado ( $C = C_1 + C_2$ ), está dado por la siguiente expresión, que debe interpretarse como una aproximación logarítmico-lineal del modelo verdadero

$$\Delta C_t = \mu + \lambda \Delta y_t + \theta r_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

en donde  $\theta = (1 - \lambda)\varphi$ ,  $\mu = (1 - \lambda)\kappa$  y  $\varepsilon = (1 - \lambda)\varepsilon'$ .

### 3. Datos y estimación

El parámetro  $\theta$  en la expresión (5) controla la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo y es el parámetro de interés, mientras que  $\lambda$  representa la fracción de consumidores que enfrentan restricciones de liquidez. En este modelo,  $\varepsilon_t$  es ortogonal a cualquier variable contenida en el conjunto de información en el tiempo  $t - 1$ , cuando se toma la decisión de consumir. Dado que  $\Delta y_t$  y  $r_t$  no están necesariamente incluidos en esta información, pueden estar correlacionados con  $\varepsilon_t$  produciendo estimadores inconsistentes. Por otro lado la tasa de interés real utilizada aquí corresponde a la tasa *ex-post*. Estos elementos sugieren el uso de variables instrumentales. Los instru-

mentos deben de ser variables estacionarias no correlacionadas con  $\epsilon(t)$ , pero sí con  $\Delta y_t$  y  $r_t$ . Aquí utilizo variables rezagadas de  $\Delta y_t$ ,  $\Delta c_t$  y  $r_t$  dado que estas suman la historia de nuestras variables en el modelo. Adicionalmente se incluye como instrumento a la tasa nominal de interés ( $i$ ) como una variable financiera. Finalmente, debido a la posibilidad de un problema de agregación temporal, todos los instrumentos son rezagados dos o más periodos.<sup>13</sup>

El modelo se estima en dos versiones. La primera corresponde a la expresión (5), mientras que la segunda flexibiliza el supuesto de volatilidad constante en los mercados financieros, y permite el efecto, sobre estos mercados, de la incertidumbre derivada de la inflación. Este efecto es capturado vía desplazamientos en el término constante del modelo introduciendo una variable dummy que toma valores 0 frente a una baja incertidumbre inflacionaria, y el valor 1 ante alta incertidumbre inflacionaria. Esta última variable se deriva de la desviación estándar del error de predicción, obtenido mediante un proceso de regresión recursiva, aplicado a un modelo de inflación caracterizado como un proceso autorregresivo de orden  $n$ , y dado por la siguiente expresión

$$\Delta p = \alpha + \sum^n \beta_i \Delta p_{t-i} \quad (6)$$

donde  $i = 1, 2, \dots, n$ ;  $p$  es el logaritmo del nivel de precios y  $\Delta$  es el operador de diferencia.<sup>14</sup>

Las variables a utilizar son el ingreso disponible, el consumo privado en bienes y servicios y la tasa real de interés. En el primer caso se utilizan dos variables alternativas. La primera es el Producto Nacional Bruto usado como *proxy* del ingreso disponible, y la segunda es una estimación del Ingreso Personal Disponible. La variable de

<sup>13</sup> El problema de agregación temporal se deriva del carácter promediado de los datos, y que introduce, al obtener la primera diferencia de las variables, un proceso  $MA(1)$  en la estructura del término de error afectando el carácter ortogonal de la información en  $t - 1$ . Para una discusión de este punto puede consultarse Working (1960).

<sup>14</sup> Para decidir cuando es baja o alta la incertidumbre inflacionaria se tomó, arbitrariamente, el valor medio para cada país, de la variable estimada como *proxy* de la incertidumbre inflacionaria. El valor de  $n$  en (6) se definió de acuerdo con el Criterio de Akaike y el de Schwarz. El tamaño de la muestra utilizado para estimar la desviación estándar del error de predicción fue de 28 observaciones.

consumo corresponde al consumo privado total, mientras que la tasa real de interés se estima utilizando la tasa de interés nominal en el periodo  $t$ , ajustada por la inflación en  $t + 1$ . Para la tasa nominal de interés se utilizaron dos tasas alternativas, una tasa promedio de diversos instrumentos bancarios tomada de Reyes Heróles (1988) y actualizada (R1), y otra, correspondiente a la tasa de CETES a tres meses (R2). Una discusión más detallada de las variables y sus fuentes se encuentra en el apéndice. El modelo se estima con datos anuales y trimestrales. En el primer caso, el periodo de estimación es de 1963 a 1991, mientras que en el segundo se limita a 1981:2-1992:3.

#### 4. Resultados

El cuadro 1 muestra los resultados de la estimación de la expresión (5) con datos anuales. La segunda columna indica los instrumentos utilizados, así como sus rezagos. Las siguientes tres columnas muestran los resultados de las estimaciones de la primera etapa, esto es, de regresionar cada variable con el conjunto de instrumentos. El primer renglón corresponde a la  $R^2$  ajustada, mientras que el número entre paréntesis indica el valor  $p$  de una prueba Wald, cuya hipótesis nula es que todos los coeficientes de la regresión, excepto la constante, son igual a cero. Las columnas seis y siete muestran las estimaciones de los parámetros del modelo y entre paréntesis su desviación estándar. Finalmente, la última columna corresponde a la prueba de las restricciones de sobre-identificación del modelo. El primer renglón corresponde a la  $R^2$  ajustada al regresionar los residuales con los instrumentos, mientras que entre paréntesis aparece el valor  $p$  de una prueba Wald de las restricciones, esto es, de la hipótesis nula de que los coeficientes son iguales a cero.

El panel A del cuadro 1 muestra, para fines comparativos, las estimaciones actualizadas de los resultados presentados en Villagómez (1992) y que utilizan el PIB como *proxy* del ingreso disponible y a la tasa de interés promedio (R1). Los resultados de la primera fase validan los instrumentos utilizados, en tanto que las estimaciones de los parámetros son del signo esperado y estadísticamente significativos. Sin embargo, la prueba de las restricciones de sobre-identificación rechazan el modelo. Al igual que en el primer documento, los

**Cuadro 1**  
*Resultados de la regresión:  $\Delta c_t = \mu + \lambda \Delta y_t + \theta r_t$*   
*Periodo: 1963-1991*

Núm.	Instrumentos	Primera fase			$\lambda$ (es)	$\theta$ (es)	TR ( $v - \hat{p}$ )
		$\Delta c$	$\Delta y$	$r$			
<i>A. Utiliza como ingreso al PIB</i>							
1.	$\Delta c, \Delta y, r$ {2, 3}	.163 (.058)	.189 (.057)	.449 (.000)	.468 (.133)	.175 (.064)	-.051 (.019)
2.	$\Delta c, \Delta i, r$ {2, 3}	.238 (.000)	.334 (.000)	.692 (.000)	.534 (.084)	.143 (.049)	-.058 (.087)
<i>B. Utiliza ingreso disponible y tasa de interés promedio (R1)</i>							
1.	$\Delta y, \Delta i, r$ {2, 3}	(.108) (.006)	.202 (.000)	.602 (.000)	.529 (.180)	.014 (.106)	-.012 (.883)
2.	$\Delta c, \Delta i, r$ {2, 3}	.266 (.000)	.277 (.000)	.629 (.000)	.486 (.172)	.086 (.101)	-.005 (.599)
3.	$\Delta c, \Delta y, \Delta i, r$ {2, 3}	.193 (.001)	.290 (.000)	.792 (.000)	.470 (.191)	.050 (.108)	.035 (.106)
<i>C. Utiliza ingreso disponible y tasa de interés CETES (R2)</i>							
1.	$\Delta y, \Delta i, r$ {2, 3}	.226 (.000)	.243 (.001)	.370 (.000)	.506 (.208)	.067 (.125)	.080 (.351)
2.	$\Delta c, \Delta i, r$ {2, 3}	.354 (.000)	.270 (.002)	.342 (.000)	.516 (.194)	.125 (.117)	.026 (.871)
3.	$\Delta c, \Delta y, \Delta i, r$ {2, 3}	.297 (.000)	.343 (.000)	.462 (.000)	.461 (.215)	.084 (.122)	-.118 (.119)

En el panel A, la variable ingreso es PIB y la tasa de interés corresponde a R2 del texto. En B y C se usa el ingreso disponible, pero con distinta tasa de interés. La segunda columna muestra los instrumentos utilizados. Entre paréntesis aparece el número de rezagos utilizados. La primera fase corresponde a la regresión de mínimos cuadrados de cada una de las tres variables con los instrumentos. El primer renglón reporta la  $R^2$  ajustada mientras que en paréntesis aparece el valor  $\hat{p}$  de la hipótesis nula de que todos los coeficientes, excepto la constante, son cero. Las columnas  $\lambda$  y  $\theta$  reportan las estimaciones de los coeficientes. En paréntesis se reporta el error estándar consistente con heteroscedasticidad y autocorrelación. La columna TR corresponde a la prueba de las restricciones de sobre-identificación. El valor de la  $R^2$  ajustada de regresionar los residuales en los instrumentos y en paréntesis aparece el valor  $\hat{p}$  de una prueba Wald de las restricciones.

resultados son mixtos y poco robustos. En los paneles B y C se sustituye la variable PIB por una estimación del ingreso disponible basada en Arrau y Oks (1992) y actualizada. En el panel B se utilizó

la tasa de interés R1 mientras que en el panel C la R2. En ambos casos, los resultados de la primera fase validan los instrumentos utilizados. La estimación del parámetro es estadísticamente significativa en todos los casos y su valor es sistemáticamente cercano a 0.5. En cuanto al parámetro asociado con la tasa de interés, los valores estimados resultan sistemáticamente menores a sus desviaciones estándares y numéricamente cercanos a cero. Finalmente, las pruebas de las restricciones de sobre-identificación son aceptadas en todos los casos. Estos resultados se repiten en el panel C, cuando el modelo se estima con la variable de ingreso disponible, pero usando R2. Cabe mencionar que a todos los modelos se les realizaron pruebas de Chow para detectar problemas de inestabilidad en los parámetros, pero en todos los casos la hipótesis de parámetros distintos fue rechazada.<sup>15</sup>

En su conjunto, los resultados validan la relevancia para la economía mexicana de consumidores que enfrentan restricciones de liquidez. Más aún, los valores estimados de este parámetro sugieren que aproximadamente la mitad de los consumidores enfrentan dichas restricciones. Por otra parte, los resultados de las estimaciones del parámetro asociado a la tasa de interés sugieren que las decisiones de ahorro de los individuos, para el caso de México, son poco sensibles a cambios en la tasa de interés, e incluso el valor del coeficiente de sustitución intertemporal es cercano a cero.

No obstante que las estimaciones de los modelos no sugieren inestabilidad de los parámetros, los modelos fueron re-estimados en una segunda versión que permite el efecto de la incertidumbre inflacionaria en el modelo vía desplazamientos en el intercepto. El cuadro 2 reporta las estimaciones para esta segunda versión. En general, el carácter cualitativo de los resultados no se ve afectado. El parámetro del ingreso se mantiene estadísticamente significativo y de magnitud similar, mientras que el parámetro de la tasa de interés sigue siendo menor a su desviación estándar. La única diferencia es que en el panel C, las restricciones de sobre-identificación son rechazadas en dos ocasiones.

<sup>15</sup> Como es sabido, los resultados de estas pruebas pueden mostrar sesgos debido a que la ruptura del periodo es arbitraria. En el caso de nuestro análisis, las pruebas se realizaron utilizando dos años distintos para el corte, 1976 y 1982.

**Cuadro 2**  
*Resultados de la regresión:  $\Delta c_t = (\mu + dum) + \lambda \Delta y_t + \theta r_t$*   
 Período: 1963-1991

Núm. Instrumentos	Primera fase			$\lambda$ (es)	$\theta$ (es)	TR (v - p)	
	$\Delta c$	$\Delta y$	r				
<i>A. Utiliza como ingreso al PIB</i>							
1.	$\Delta C, \Delta y, r$	.383	.288	.441	.607	.136	-.201
	{2, 3}	(.000)	(.000)	(.000)	(.143)	(.038)	(.000)
2.	$\Delta C, \Delta i, r$	.549	.525	.691	.612	.117	.145
	{2, 3}	(.000)	(.000)	(.000)	(.143)	(.044)	(.000)
<i>B. Utilizando ingreso disponible y a R1</i>							
1.	$\Delta C, \Delta y, r$	.361	.431	.591	.495	.025	-.046
	{2, 3}	(.000)	(.000)	(.000)	(.184)	(.114)	(.196)
2.	$\Delta C, \Delta y, r$	.479	.403	.615	.530	.058	.016
	{2, 3}	(.000)	(.000)	(.000)	(.225)	(.107)	(.108)
3.	$\Delta C, \Delta y, r$	.464	.548	.789	.418	.067	.002
	{2, 3}	(.000)	(.000)	(.000)	(.211)	(.137)	(.001)
<i>C. Utilizando ingreso disponible y a R2</i>							
1.	$\Delta C, \Delta y, r$	.364	.358	.340	.486	.044	.048
	{2, 3}	(.000)	(.000)	(.000)	(.211)	(.137)	(.001)
2.	$\Delta C, \Delta y, r$	.449	.310	.331	.571	.044	.048
	{2, 3}	(.000)	(.000)	(.000)	(.254)	(.137)	(.001)
3.	$\Delta C, \Delta y, r$	.428	.455	.436	.442	.061	.092
	{2, 3}	(.000)	(.000)	(.000)	(.228)	(.130)	(.973)

Ver notas cuadro 1. DUM corresponde a una variable que captura el efecto de la incertidumbre inflacionaria sobre la constante, desplazándola.

Un tercer ejercicio consistió en estimar el modelo utilizando información trimestral. En las estimaciones anteriores, el hecho de utilizar datos anuales puede conducir a distintos problemas potenciales. Por ejemplo, un mayor nivel de agregación temporal o el hecho de que la tasa de interés utilizada caracterice, durante la mayor parte del periodo de análisis, un mercado financiero altamente reprimido y con tasas de interés controladas. Con el uso de datos trimestrales puede aminorarse el problema de agregación temporal, al mismo tiempo que es posible obtener una muestra con datos suficientes (aunque para un periodo menor), en el cual puede utilizarse una tasa

de interés de un instrumento cuyo precio se acerca (relativamente) más al de mercado; particularmente en los últimos años, como es el caso de los CETES. Para estas estimaciones se utilizó el PIB como *proxy* del ingreso disponible, ya que es prácticamente imposible estimar este último trimestralmente. En el cuadro 3 se reportan los resultados al respecto. En este caso se utilizaron cinco conjuntos distintos de instrumentos rezagados de dos a cuatro periodos. Sin embargo, nuevamente los resultados cualitativos obtenidos en los dos ejercicios anteriores no se modifican. Los resultados de la primera fase validan los instrumentos utilizados. Las estimaciones de  $\lambda$  se mantienen estadísticamente significativas y de magnitud similar. Las estimaciones de  $\theta$  también resultan sistemáticamente menores a sus errores estándares. Aquí, algunas estimaciones arrojan signo negativo. Sin embargo, considerar literalmente el resultado implicaría suponer que la función de utilidad no es cóncava. Finalmente, las restricciones de sobre-identificación no son rechazadas en ningún caso.

**Cuadro 3**  
*Resultados de la regresión:  $\Delta c_t = \mu + \lambda \Delta y_t + \theta r_t$*   
*Periodo: 1981:2-1992:3*

Núm. Instrumentos	Primera fase			$\lambda$	$\theta$	TR
	$\Delta c$	$\Delta y$	$r$	(es)	(es)	( $v - p$ )
1. $\Delta y, r$ {2 . . 4}	.391 (.006)	.810 (.000)	.373 (.000)	.503 (.082)	.013 (.037)	.121 (.849)
2. $\Delta c, r$ {2 . . 4}	.662 (.000)	.783 (.000)	.387 (.000)	.531 (.079)	-.005 (.036)	.602 (.151)
3. $\Delta c, \Delta y, r$ {2 . . 4}	.714 (.000)	.824 (.000)	.437 (.000)	.534 (.080)	-.007 (.032)	.660 (1.000)
4. $\Delta c, \Delta y, \Delta i, E$ {2 . . 4}	.747 (.000)	.815 (.001)	.226 (.000)	.541 (.077)	-.009 (.041)	.709 (.320)
5. $\Delta y, \Delta i$ {2 . . 4}	.387 (.000)	.810 (.001)	.017 (.003)	.555 (.081)	.021 (.046)	.249 (1.000)

Ver notas del cuadro 1. Las variables utilizadas son:  $y$  = PIB a precios constantes de 1980;  $c$  = consumo privado total de precios constantes de 1980;  $i$  = tasa de interés de CETES a tres meses;  $r$  = tasa de interés real (*ex-post*) deflactada con el índice de precios al consumidor. La variable  $E$  corresponde a  $(y - c)$ , que equivale a un término de corrección de error.

## 5. Conclusiones

El objetivo central de este trabajo ha sido el de contribuir al debate sobre la sensibilidad del ahorro a la tasa de interés, realizando un análisis empírico para el caso de México. El trabajo extiende resultados presentados en Villagómez (1992). Además de actualizar las estimaciones de aquel documento, se utiliza una variable de ingreso disponible en lugar de una *proxy*, así como dos tasas de interés alternativas. Finalmente, se incluyen, junto con las estimaciones anuales, estimaciones con datos trimestrales. El modelo utilizado sigue el enfoque de la Ecuación de Euler pero incorpora consumidores que enfrentan restricciones de liquidez.

En su conjunto, los resultados obtenidos sugieren que, para el caso de México, las decisiones de ahorro privado de los consumidores son poco sensibles a los cambios en las tasas de interés. Las estimaciones obtenidas del parámetro de la elasticidad de sustitución intertemporal fueron sistemáticamente menores a sus desviaciones estándar. Además, este coeficiente resulta cercano a cero. Por otro lado, los resultados validan la presencia de consumidores que enfrentan restricciones de liquidez, e incluso sugieren que la fracción de estos consumidores es alrededor de la mitad del total.

En términos del diseño de políticas, los resultados sugieren que la posibilidad de movilizar recursos vía ahorro privado, a través del uso de las tasas de interés no parece ser efectiva en el caso de México debido a la baja propensión de los consumidores a sustituir intertemporalmente su consumo. En todo caso, como lo sugieren otros autores, este tipo de políticas tendrían efectos sólo sobre el ahorro financiero, por ejemplo, al movilizar recursos de los mercados informales hacia el mercado institucional. En cambio, este estudio sugiere un papel más relevante del problema de las restricciones de liquidez que enfrentan una parte importante de los consumidores y su efecto sobre las decisiones de consumo y ahorro. Por ejemplo, algunos estudios sugieren que la reciente disminución en el ahorro se podría explicar por un fuerte estímulo en el consumo privado debido a un relajamiento de las restricciones de liquidez, como consecuencia de la reciente liberalización financiera. Otros estudios proponen que ante situaciones de restricciones de liquidez, los niveles iniciales de riqueza, así como los niveles y cambios en el ingreso, resultan funda-

mentales en las decisiones de consumo y ahorro de los agentes. En todo caso, este aspecto requiere de un mayor análisis. Este tipo de estudios parecen ser más promisorios para entender el comportamiento de los individuos respecto a su consumo y ahorro y serían muy útiles para el diseño de políticas.

### Apéndice

Se señalan aquí algunos aspectos importantes sobre las variables utilizadas en el trabajo, así como sus fuentes.

#### *Datos anuales*

En relación con la variable ingreso, se utilizó al PIB como *proxy* del ingreso disponible, con la finalidad de actualizar las estimaciones realizadas en Villagómez (1992). También se utilizó una variable de ingreso disponible, cuyo cómputo es controversial, e incluso bastante difícil, especialmente en periodos de alta inflación, debido a la necesidad de realizar ajustes derivados de ingresos y egresos relacionados con activos financieros externos, ingresos por interés, así como de otros componentes. En Arrau y Oks (1992) se presenta una discusión completa de este aspecto. La variable de ingreso disponible utilizada, se basa en la variable calculada en Arrau y Oks (1992), la cual se actualiza hacia atrás, en la medida de nuestras posibilidades de información. Sin embargo, se estima que las mayores divergencias se obtienen en periodos de alta inflación como en los ochenta, siendo los años para lo cuales se cuenta con la serie de Arrau y Oks.

Para la serie de consumo se utiliza consumo privado total, ya que no se cuenta con una serie para bienes no durables y servicios antes de 1980. La fuente es Cuentas Nacionales del INEGI.

Las series de tasas de interés utilizadas son dos. La primera se basa en una estimación promedio de diversos instrumentos presentada en Reyes Heróles (1988). La serie se actualiza para los últimos años. La segunda serie se basa en la tasa de interés de los CETES para tres meses, a partir de 1978. Para los años anteriores se utilizó la tasa de depósitos a plazo (3 meses). La fuente es Banco de México.

*Datos trimestrales*

La variable de ingreso corresponde al PIB trimestral a precios constantes de 1980, publicado por el INEGI.

La variable de consumo corresponde al consumo privado total trimestral a precios constantes de 1980. La serie la estima el Banco de México con base en una descomposición de la demanda agregada. Sin embargo, en Arrau y Oks se muestra como esta serie es compatible con la serie derivada de INEGI. La serie utilizada se basa en Arrau y Oks y se actualiza con información del Banco de México.

La tasa de interés considerada corresponde a CETES a tres meses y la fuente es Banco de México.

**Referencias**

- Arrau, P. (1990). "Intertemporal Substitution in a Monetary Framework: Evidence from Chile and Mexico", PR Working Paper 549, World Bank.
- , y Daniel Oks (1992). "Ahorro privado en México: 1980-90", *Economía Mexicana*, nueva época, vol. I, núm. 2, pp. 311-378.
- , y Sweder van Wijbergen (1991). "Intertemporal Substitution, Risk Aversion and Private Savings in Mexico", PR Working Paper 682, World Bank.
- Aspe, Pedro (1990). "El Comportamiento y composición del ahorro en México", manuscrito.
- Balassa, B. (1990). "The Effects of Interest Rates on Savings in Developing Countries", *Banca Nazionale del Lavoro*, pp. 99-117.
- Buira, Ariel (1990). "Los determinantes del ahorro en México" en C. Massad y N Eyzaguirre (comps.), *Ahorro y formación de capital: experiencias latinoamericanas*, CEPAL/PNUD, Ed. Latinoamericana, Colección estudios políticos y sociales.
- Campbell, J.Y. y G. Mankiw (1989). "Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence", en Blanchard y S. Fisher (comps.), *NBER Macroeconomic Annual*, MIT Press, Cambridge, pp. 185-216.
- Corbo, V., y K. Schmidt-Hebbel (1992). "Public Policies and Saving in Developing Countries", *Journal of Development Economics*, vol. 36, pp. 89-115.
- Deaton, A. (1990). "Saving in Developing Countries: Theory and Review", *Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics*, World Bank, pp. 61-96.
- (1991). "Saving and Liquidity Constraints", *Econometrica*, vol. 59, núm. 5, pp. 1221-1248.

- Giovannini, A. (1985). "Saving and the Real Interest Rate in LDC's", *Journal of Development Economics*, vol. 18, pp. 197-217.
- Gómez Oliver, A. (1989). "Private Consumption and Saving: The Case of Mexico and Chile", Working Paper, IMF.
- Ha, J., y D. Oks (1992). "Private Savings and Liquidity Constraint: A Case Study of Mexico", manuscript.
- Hall, R. (1978). "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, vol. 86, pp. 71-87.
- (1988). "Intertemporal Substitution in Consumption", *Journal of Political Economy*, vol. 96, pp. 339-357.
- Hansen, L.P., y K. Singleton (1983). "Stochastic Consumption, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Asset Return", *Journal of Political Economy*, vol. 91, pp. 249-265.
- Japelli, T., y M. Pagano (1989). "Consumption and Capital Market Imperfections. An International Comparison", *American Economic Review*, vol. 79, pp. 1088-1105.
- Katz, I. (1993). "Los determinantes del ahorro en México", DT-11, Departamento de Economía, ITAM.
- Reyes Heróles, J. (1988). "Las políticas financieras y la distribución del ingreso en México", *El Trimestre Económico*, vol. 55, pp. 649-702.
- Villagómez, A. (1992). "The Responsiveness of Private Savings to the Interest Rate in Less Developed Countries: Recent Evidence", Working Paper, Department of Economics, Washington University.
- (1993). "Los determinantes del ahorro en México: una receta de la investigación empírica", *Economía Mexicana*, nueva época, vol. 2, pp. 305-328.
- (1994). "Consumption-Savings, Interest Rates and Inflation in Less Developed Countries: An Error Correction Model", *Journal of Development Studies* (por publicarse).
- Working, H. (1960). "Note on Correlation of First Difference of Averages in a Random Chain", *Econometrica*, vol. 28, pp. 916-918.