

Efectos de los ciclos de crédito en México sobre la tasa de ahorro de los hogares, 1989-1996

Fernando Aportela*

Fecha de recepción: 23 de enero de 2001; fecha de aceptación: 16 de abril de 2001.

Resumen: En este artículo se estudia el comportamiento del ahorro de los hogares entre 1989 y 1996 después de la reforma financiera y la crisis económica experimentadas en México. En este trabajo se considera explícitamente el papel de la fragmentación del mercado financiero en el país y se demuestra que, en este periodo, los hogares tuvieron diferentes grados de acceso al sistema financiero, de acuerdo con su nivel de ingreso y su ubicación. Específicamente, se analizan los efectos de la expansión del crédito, de principios de los noventa, y la contracción del mismo, después de la crisis de 1994, sobre la tasa de ahorro de los hogares. En el caso de la expansión, los resultados indican que los hogares con mayor acceso al sistema financiero redujeron su tasa de ahorro; este efecto fue mayor entre hogares jóvenes. En cuanto a la contracción del crédito, los hogares con mayor exposición al sistema financiero aumentaron su tasa de ahorro; en este caso, los hogares de personas de mayor edad fueron los que más alteraron su comportamiento. Lo anterior pone de relieve la presencia de diferentes motivos para el cambio en la tasa de ahorro durante los dos episodios analizados.

Palabras clave: mercados financieros fragmentados, crédito, ahorro de los hogares.

Abstract: This paper deals with households saving behavior during 1989-1996, when Mexico experienced a financial reform and a financial crisis. This work considers explicitly the role of fragmented financial markets in the country. Using the Mexican National Surveys of Income and Ex-

* El autor agradece los valiosos comentarios de dos dictaminadores anónimos y a los participantes del Seminario "Consequences of Financial Crises on Income Distribution and Poverty in Latin America" organizado por el ITAM en mayo de 2000. Asimismo, agradece a Yannú Cruz Aguayo por su ayuda en esta investigación. Las opiniones contenidas en este documento corresponden exclusivamente al autor y no representan el punto de vista de la institución en la cual labora.

Dirección de Estudios Económicos, Banco de México. 5 de Mayo núm. 18, 4° Piso, Sección C, C.P. 06059, México, D.F. Tel: (52) 5237-2561. Fax: (52) 5237-2687. E-mail: faporte@banxico.org.mx.

penditures, it is shown that households had different degrees of exposure to the financial market depending on their income level and location. Specifically, the paper analyzes the effects of the credit expansion of the early 1990's and the credit contraction after the financial crisis at the end of 1994 in Mexico, on the households' saving rate. In the financial reform case, results indicate that households with greater exposure to the financial system reduced their saving rate after the reform. This effect was stronger among younger households. In the case of the credit contraction, results show that households with higher access to the financial system increased their saving rate. In the former event, the effect was stronger among older households. This indicates different motives for the changes in the saving rate in the two episodes.

Keywords: fragmented financial markets; credit; households' savings.

I. Introducción

El ahorro es un elemento central en el funcionamiento de todas las economías. Esta variable es más relevante en países menos desarrollados en los que, debido al reducido acceso a los mercados internacionales de capital, el bajo nivel de ahorro interno es usualmente considerado una de las causas importantes tanto de una inversión reducida como de un crecimiento lento. Por ejemplo, en México el ahorro interno no ha sido suficiente para financiar el desarrollo económico. Los flujos de capital extranjero recibidos por el país han complementado el ahorro total requerido. Sin embargo, como se ha visto en el pasado, éstos son volátiles y han generado problemas de balanza de pagos y crisis económicas.

El ahorro también es relevante en los países en desarrollo y, en particular, para la gente de bajos recursos porque se utiliza para suavizar el consumo en el tiempo. No obstante, desde la perspectiva de los hogares, su capacidad para modificar el nivel de ahorro depende del grado de acceso que tengan al sistema financiero. Desafortunadamente, el acceso a estos mercados no es uniforme para todas las personas en este tipo de países.

En los países menos desarrollados, el acceso a los servicios que proporcionan los intermediarios financieros es una función positiva del nivel de ingreso. Los individuos de bajos ingresos enfrentan restricciones para utilizar los servicios financieros. En general, dichas personas sufren restricciones de crédito. Asimismo, los instrumentos de ahorro ofrecidos en el mercado no son los adecuados dado su nivel

de ingreso. Otro factor que limita el acceso a los intermediarios financieros es la ubicación geográfica de los hogares. Las sucursales bancarias requieren de un tamaño de mercado mínimo para poder operar. Por tanto, su instalación se complica y es reducida en comunidades pequeñas. Este efecto resulta aún más agudo cuando la comunidad no sólo es pequeña, sino también relativamente pobre. El acceso diferenciado al sistema financiero implica que los hogares paguen precios distintos por el mismo servicio, dependiendo de las características de estrato de cada hogar. Por lo anterior, los mercados financieros menos desarrollados están fragmentados.

Este documento analiza la influencia del ciclo de crédito sobre el comportamiento del ahorro de los hogares mexicanos en un periodo muy importante: 1989 a 1996. Específicamente, se estudian los efectos de la expansión del crédito que tuvo lugar de 1989 a 1992 y de la contracción del mismo de 1994 a 1996, sobre la tasa de ahorro de los hogares. Los datos utilizados son los de las Encuestas Ingreso-Gasto de los Hogares correspondientes a los años de 1989, 1992, 1994 y 1996.

El presente artículo es una contribución a la literatura económica sobre el ahorro de los hogares, al reconocer explícitamente que el impacto directo de los ciclos de crédito, en los países menos desarrollados, depende del grado de acceso de los hogares a los servicios de los intermediarios financieros. Es decir, la investigación reconoce explícitamente el papel de la fragmentación de los mercados financieros.

De los resultados obtenidos se deduce que el acceso de los hogares al sistema financiero está en función de su ingreso y de su ubicación. En el trabajo se realiza un análisis por separado de los dos periodos: 1) el de 1989-1992, que comprende la reforma financiera y la subsecuente expansión del crédito; y 2) de 1994-1996, en el cual ocurrieron tanto la crisis financiera mexicana como su subsecuente contracción del crédito.

Para el periodo 1989-1992, los resultados indican que, en los hogares más afectados por la reforma financiera, la tasa de ahorro se redujo significativamente después de la misma. Asimismo, dichos resultados muestran que el cambio en las tasas de ahorro fue mayor entre los hogares más jóvenes y con mayores ingresos. Esta evidencia es congruente con la hipótesis de que la reforma financiera y la expansión del crédito tuvieron, para esos hogares, el efecto de reducir las restricciones de acceso al sistema financiero.

En cuanto al periodo 1994-1996, después de la crisis, los hogares con mayor facilidad de acceso al sistema financiero incrementaron

significativamente su tasa de ahorro. Asimismo, los resultados también muestran que los hogares de personas maduras aumentaron su tasa de ahorro más que los de jóvenes. Esta evidencia es compatible con la hipótesis de que la crisis financiera causó un deterioro en las perspectivas del ahorro para el retiro, por lo que la elevación de la tasa de ahorro fue una consecuencia necesaria para compensar dicho efecto negativo.

El resto del artículo está organizado de la siguiente manera: en la sección II, se presenta una breve revisión de la literatura relevante para el análisis; la sección III contiene una descripción de los dos episodios del comportamiento del crédito aquí analizados y de sus posibles causas; la sección IV expone los datos e incluye un análisis de las variables relativas al fenómeno de fragmentación financiera; la sección V explica la estrategia empírica seguida para la investigación y los resultados de la misma, y la sección VI presenta las conclusiones.

II. Revisión de la literatura

Diversos autores han estudiado los determinantes teóricos del consumo y del ahorro de los agentes económicos. Uno de los principales factores es sin duda el acceso al crédito por parte de dichos agentes. Teóricamente ante un menor acceso al crédito, la tasa de ahorro tendería a aumentar con el propósito de suavizar el consumo lo más posible.¹ La revisión de la literatura sobre los procesos de liberalización financiera resulta de utilidad para analizar los efectos que tienen los patrones de crédito sobre el comportamiento del ahorro de los hogares. La razón estriba en que los planes de liberalización financiera generalmente han dado lugar a expansiones significativas del crédito. Existe evidencia también de que algunos de estos episodios terminaron en crisis financiera; véase Díaz-Alejandro (1985) y Schneider y Tornell (2000).

La literatura descriptiva sobre las experiencias de liberalización financiera en los países menos desarrollados es amplia. Una parte importante de ésta se enfoca a entender la secuencia deseable de los diferentes elementos de una reforma financiera. Varios autores (entre ellos Galbis (1994) y Jbili *et al.* (1997)) han analizado los costos y beneficios de las liberalizaciones tipo “big-bang” —es decir, aquéllas

¹ Deaton (1992) presenta los lineamientos generales de la teoría de consumo.

en las cuales todos los elementos de la reforma son instrumentados al mismo tiempo—, así como los de las liberalizaciones secuenciales. El resultado más importante es, quizás, que no existe una receta única para la aplicación de una reforma financiera, pues su forma dependerá de las condiciones iniciales y de las características específicas de cada país.

Un efecto común de los proyectos de liberalización financiera ha sido el aumento del crédito disponible en la economía. Schmidt-Hebbel *et al.* (1996) mencionan que una liberalización financiera generalmente disminuye las restricciones al crédito y aumenta el consumo, lo cual muy probablemente genere una reducción del ahorro privado.² Usando muestras de corte transversal de varios países, los autores encontraron un efecto negativo, pero no significativo, del crédito al consumo sobre el ahorro privado tanto en países industriales como en los menos desarrollados.

Asimismo, los resultados del estudio referido muestran que los efectos de la liberalización financiera sobre el ahorro son ambiguos. La evaluación del impacto de mercados financieros más profundos sobre el ahorro, usando un agregado monetario amplio como indicador de profundidad, ha llevado a resultados no concluyentes.

Los efectos de las variables que reflejan la existencia de restricciones al crédito han sido más fáciles de identificar. Por ejemplo, Japelli y Pagano (1994) muestran que aquellos hogares que enfrentan restricciones de liquidez, por lo general incrementan su tasa de ahorro. Estos autores estimaron regresiones entre ahorro y crecimiento con datos de corte transversal para los países de la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE). Los resultados del trabajo sugieren que las liberalizaciones financieras, que tuvieron lugar en dichos países durante la década de los ochenta, contribuyeron a la reducción de la tasa del ahorro agregado y de las tasas de crecimiento de las economías.³

² Los autores aludidos mencionan que una liberalización financiera puede afectar el ahorro privado al menos por otros tres canales: primero, las reformas en los mercados de capital pueden revertir el flujo de capitales al exterior, lo que incrementaría el ahorro interno, pero no necesariamente el ahorro privado. Segundo, las reformas pueden elevar la eficiencia de la intermediación, aumentando el crecimiento económico y, por tanto, el ahorro privado. Tercero, la liberalización financiera puede incrementar la densidad geográfica de las sucursales financieras, la oferta de instrumentos financieros y la calidad de la supervisión y regulación del sector. Esto conduciría a mercados financieros más profundos, lo que se reflejaría en un aumento permanente de los activos financieros.

³ Diversos autores han encontrado que un aumento en el cociente del monto de los préstamos al valor del colateral requerido reduce el ahorro nacional en los países menos desarrollados.

Pocos autores han estudiado los efectos microeconómicos de las reformas financieras y del acceso al crédito. Una excepción es el trabajo de Attanasio y Weber (1994). Utilizando encuestas de hogares en Gran Bretaña para diferentes años, dichos autores pusieron a prueba diferentes hipótesis sobre el “boom” o aumento sustancial del consumo a finales de los ochenta.⁴ Al usar información a nivel de hogar, los investigadores pudieron probar diferentes hipótesis para distintas generaciones. De acuerdo con sus resultados, las generaciones jóvenes incrementaron su consumo por una mejoría en sus expectativas de ingreso laboral; mientras que las generaciones de mayor edad modificaron su comportamiento debido a la liberalización del mercado de bienes raíces que se llevó a cabo durante el periodo.

El presente artículo es una contribución a la literatura sobre el tema de la siguiente manera: el análisis reconoce explícitamente que el impacto directo de los ciclos de crédito en los países menos desarrollados depende del grado de acceso de los hogares a los servicios de los intermediarios financieros. En general, el nivel de ingreso y la ubicación de los hogares están correlacionados con las facilidades del uso del sistema financiero y, consecuentemente, con los avances o cambios en dicho mercado. Por tanto, para los hogares con bajo contacto con el sistema financiero, los efectos de los ciclos de crédito serán de segundo orden.

III. Los ciclos de crédito en México, 1989-1996

Durante los años noventa, México experimentó dos ciclos de crédito marcados. El primero fue de 1989 a 1994. Éste fue un periodo de importantes reformas en el ámbito financiero y de cambios sustanciales en las expectativas económicas. El segundo se inició después de la crisis de finales de 1994. Las crisis financiera y bancaria dieron lugar a una notable reducción del volumen del crédito otorgado por los bancos privados. En esta sección se describen estos dos episodios.

⁴ El “boom” del consumo que se produce durante las liberalizaciones financieras no ha sido una característica exclusiva de Inglaterra. Dicho fenómeno se observó durante periodos de liberalización en Chile, los países escandinavos, Israel y México (Dornbusch y Park, 1994; Lennart y Bergström, 1995).

III.1. La expansión del crédito, 1989-1994

La reforma financiera de finales de los ochenta y principios de los noventa en México cambió sustancialmente a dicho sector.⁵ El gobierno introdujo cambios profundos, algunos de los cuales afectarían de manera importante el comportamiento del ahorro de los hogares: 1) la política monetaria comenzó a instrumentarse a través de operaciones de mercado abierto y las tasas de interés a ser determinadas por el mercado, y 2) fueron eliminados los cajones selectivos de crédito, el encaje legal y los requerimientos de reservas mínimas para los bancos.⁶

La liberalización de las tasas de interés pasivas fue un proceso progresivo. Desde el otoño de 1988, las autoridades monetarias decidieron permitir que los mercados establecieran el nivel de las tasas. Es importante mencionar que, a pesar de la liberalización, las tasas de interés pasivas para los instrumentos de depósito a plazo fijo de 1 a 3 meses fueron negativas en términos reales en 1988, 1990 y 1991. Por tanto, durante la mayor parte del periodo 1989-1992, el rendimiento del ahorro para los hogares no resultó atractivo.⁷

La política crediticia de la banca comercial cambió sustancialmente con la eliminación de los “cajones selectivos” de crédito y de los requerimientos de reservas mínimas. Al final de 1988, el gobierno decidió que el crédito preferencial se otorgaría sólo a través de la banca de desarrollo. En octubre de ese mismo año, los “cajones selectivos” de crédito fueron eliminados para la captación que los bancos obtenían, a través de certificados de depósito e instrumentos bancarios no tradicionales. En abril de 1989, la captación derivada de los depósitos a plazos tradicionales fue también excluida de los requerimientos encaje; en agosto de ese mismo año la reforma se extendió a las cuentas de cheques. A pesar de que el sistema de cajones de crédito fue eliminado progresivamente de octubre de 1988 a agosto de 1989, el requerimiento de

⁵ Para una descripción completa de la reforma, véase Ortiz (1994).

⁶ La importante capitalización que tuvo lugar en el mercado de valores y la reforma del sistema de pensiones pudieron tener efectos significativos sobre las decisiones de ahorro de los hogares. Sin embargo, sólo un pequeño sector de la población participaba en el mercado accionario y la reforma al sistema de pensiones fue realizada casi al final del ciclo de crédito referido.

⁷ La tasa de interés comparable de los bonos del gobierno (en este caso Cetes a 28 días) fue mayor que la tasa ofrecida por los bancos comerciales mediante sus instrumentos de depósito. Durante el periodo 1989-1992, la tasa de los Cetes fue, en promedio, 20 por ciento mayor que la de los instrumentos bancarios. Sin embargo, es poco probable que el inversionista mediano hubiera tenido acceso directo a los bonos gubernamentales.

reservas mínimas obligatorias para los bancos privados no fue abandonado totalmente sino hasta 1991.^{8, 9}

Como resultado de las reformas, el saldo del crédito otorgado por la banca comercial aumentó de 182 561 millones de pesos, en términos reales en 1989, a 351 306 millones de pesos, en 1992.¹⁰ Lo anterior representó un incremento de 92.43 por ciento durante el periodo (cuadro 1 y gráficas 1 y 2). La tasa de crecimiento real promedio anual del crédito total durante dicho periodo fue de 24.4 por ciento.

En el caso del saldo del crédito al consumo, éste aumentó en términos reales 25 580 millones de pesos durante el periodo 1989-1992, lo que significó un incremento de 173 por ciento. Esto implicó una tasa de crecimiento anual durante el periodo de casi 40 por ciento. Como proporción del crédito total, el saldo del crédito al consumo pasó de 8 por ciento en 1989 a 11 por ciento en 1992.¹¹ Es importante mencionar al respecto que el crédito al consumo se estancó de 1992 a 1994; es decir, el crecimiento del mismo durante esos años fue nulo. Esto evidencia que para 1992 los principales efectos de la expansión del crédito se habían ya experimentado plenamente.

Otra variante importante de crédito es el hipotecario. De 1989 a 1992, su saldo se incrementó en términos reales 239.5 por ciento. Como proporción del crédito total, el aumento fue de 8.3 por ciento en 1989 a 14.7 por ciento en 1992.

III.2. La contracción del crédito, 1994-1996

La crisis económica mexicana de 1994 tuvo un impacto significativo sobre la solidez del sistema financiero, especialmente del bancario.¹² La devaluación de la moneda y el alza de las tasas de interés internas tuvieron un doble efecto en el balance de los bancos. Por el lado de los activos, la cartera vencida aumentó considerablemente. De diciembre

⁸ Otros factores también coadyuvaron al aumento de la oferta de crédito. Por ejemplo, el ajuste fiscal y el flujo de capitales que México recibió durante el periodo.

⁹ El comportamiento de los hogares también pudo haberse modificado por la reforma a diferentes instituciones no bancarias (por ejemplo, las aseguradoras) puesta en marcha en enero de 1990.

¹⁰ Todas las cifras se presentan en pesos reales con base en 1992 = 100.

¹¹ Ortiz (1994) menciona que el incremento del crédito al consumo permitió a un sector considerable de la población la compra de bienes durables, principalmente automóviles.

¹² El exceso de intermediación del sistema bancario, en términos de préstamos y sobreendeudamiento en dólares, fue un factor que deterioró aún más la fragilidad económica del país en 1994.

Efectos de los ciclos de crédito en México

Cuadro 1. Tasa de crecimiento real acumulada del crédito durante periodos seleccionados

	<i>Créditos totales</i>	<i>Hipotecas</i>	<i>Créditos al consumo</i>
<i>Año inicial: 1989</i>			
1989-1990	27.0	15.4	74.7
1989-1991	55.4	16.5	176.3
1989-1992	92.4	239.5	174.0
1989-1993	118.3	358.6	154.7
1989-1994	188.1	478.9	155.4
<i>Año inicial: 1994</i>			
1994-1995	-6.3	17.2	-38.3
1994-1996	-20.9	9.4	-64.3
1994-1997	-29.4	-1.0	-69.3
1994-1998	-30.5	-3.0	-72.7

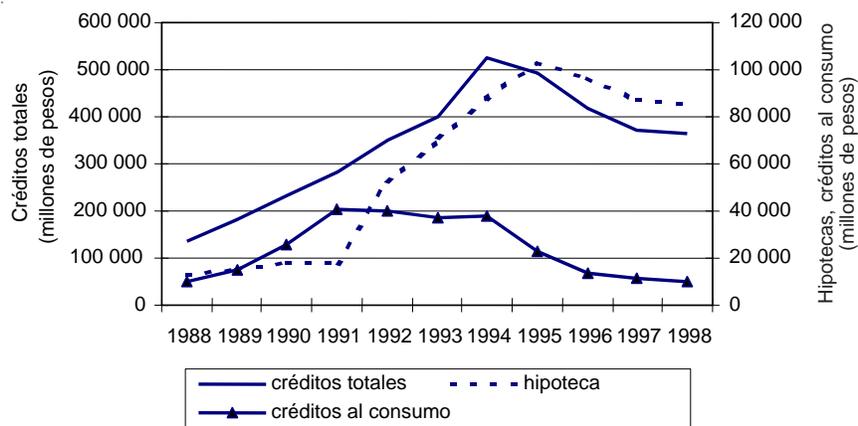
Fuente: Banco de México.

de 1994 a diciembre de 1995, el saldo de la cartera vencida como proporción de la cartera total pasó de 13.7 a 19.7 por ciento. Para mayo de 1996 el problema había empeorado pues dicha proporción alcanzó 25.8 por ciento. Por el lado de los pasivos, los bancos privados tenían una parte sustancial de deuda denominada en moneda extranjera, contratada a tasas variables. Por ello, la devaluación y la subsecuente alza en las tasas de interés agravó la situación financiera de los mismos.

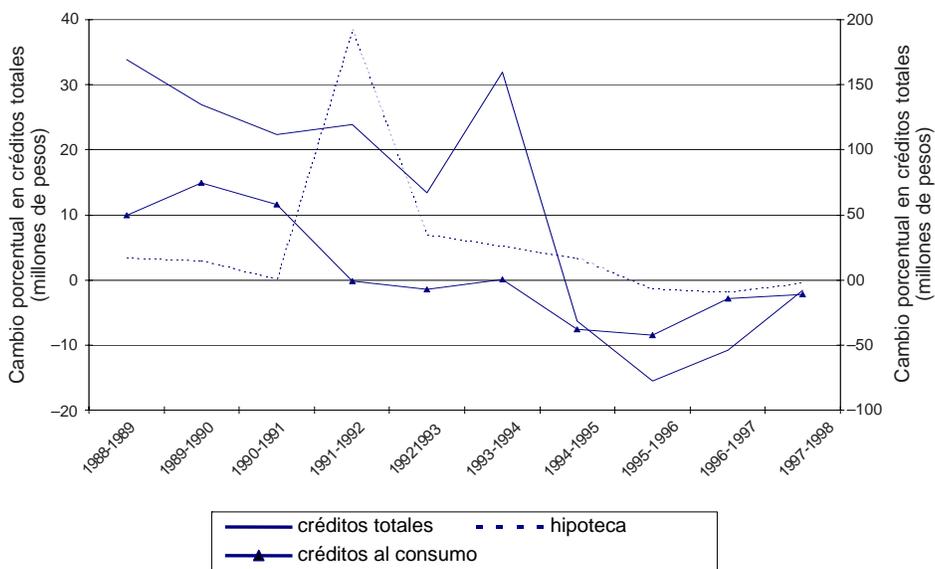
Como resultado de la crisis, los bancos disminuyeron su derrama de crédito al sector privado. Así, el saldo del crédito total se redujo 20.9 por ciento de 1994 a 1996.¹³ Dicha tendencia negativa continuó y hacia 1998 la reducción total del crédito bancario había llegado a 30.5 por ciento con respecto a su nivel al cierre de 1994. La disminución resultó aún mayor en el caso del crédito al consumo. Como puede observarse en el cuadro 1 y en las gráficas 1 y 2, la reducción de dicha forma de financiamiento fue de 64.3 por ciento de 1994 a 1996. Esto implica una tasa anual de crecimiento durante ese periodo de -40 por ciento. El crédito al consumo como proporción del crédito total pasó de 7.14 por ciento, en 1994, a 3.2 por ciento en 1996. La reducción fue

¹³ El crédito total incluye créditos en Fobaproa y cartera vencida. La contracción del crédito continuó durante el resto de la década. Al cierre de 1999, la reducción total del crédito bancario llegó a 33.6 por ciento con respecto al nivel de 1994.

Gráfica 1. Créditos totales, al consumo e hipotecas, 1988-1998
(reales, millones de pesos, base = 1992)



Gráfica 2. Créditos totales, al consumo e hipotecas, 1988-1998
(cambio porcentual real)



menos pronunciada en el caso de las hipotecas. De acuerdo con los datos disponibles, en 1996, el saldo del crédito hipotecario todavía estaba por encima de su nivel de 1994. Sin embargo, la tasa de crecimiento de este tipo de crédito que había sido muy elevada se redujo sustancialmente después de la crisis.

Es importante mencionar que los bancos no reactivaron su oferta de crédito cuando la economía entró en un proceso de recuperación en 1996. Ese año el PIB creció 5.1 por ciento en términos reales, mientras que el crédito total cayó aproximadamente 14 por ciento. Existen dos posibles explicaciones para ese resultado: 1) por el lado de la demanda, es posible que los clientes bancarios simplemente no desearan el crédito, y 2) por el lado de la oferta, los bancos no otorgaban crédito debido a la mala situación financiera por la que atravesaban y, también, por razones institucionales (una de las cuales, mencionada repetidamente por los banqueros, fue el deficiente marco legal existente).

IV. Descripción de datos y de mercados financieros fragmentados

Este artículo utiliza las Encuestas Nacionales Ingreso-Gasto de los Hogares de los años 1989, 1992, 1994 y 1996, las cuales son representativas, a nivel nacional, y comparables entre sí.¹⁴ Cada encuesta contiene más de 10 000 observaciones con información detallada sobre ingresos, después de impuestos y sus fuentes, tipos de gastos, características laborales y demográficas, y variables de transacciones financieras.

La principal variable endógena en esta investigación es la tasa de ahorro de los hogares, la cual se calcula tomando el flujo de ahorro, que es igual al ingreso trimestral del hogar, menos los gastos en consumo durante el mismo periodo, dividido por el ingreso trimestral. El ingreso se define como la suma del ingreso laboral, el ingreso por negocios, rentas, transferencias y otros ingresos. El consumo del hogar es la suma de los gastos en alimentación, comunicaciones y transportes, bienes personales, salud, educación, electrodomésticos, ropa, viajes, diversiones, gastos en vivienda y otros.¹⁵

¹⁴ Para una descripción detallada de las encuestas, véase INEGI (1994).

¹⁵ Se calculó una definición alternativa de la tasa de ahorro. En dicha definición, el consumo del hogar no incluye el gasto en vivienda. Los principales resultados no se alteran utilizando esta definición de la tasa de ahorro.

La estrategia empírica para la investigación está basada en la existencia de mercados financieros fragmentados en la economía mexicana. McKinnon (1973) y Shaw (1973) fueron los primeros autores en introducir este concepto. La fragmentación del mercado financiero implica que diferentes hogares pagan distintos precios por el mismo producto. La fragmentación genera diversas ineficiencias en la intermediación financiera. Por ejemplo, hogares que podrían estar ahorrando una parte de su ingreso en una cuenta de banco no lo hacen porque ésta resulta muy cara en relación con el saldo que tendrían en la misma, lo cual los obliga a adoptar formas de ahorro poco eficientes, como puede ser el efectivo, joyas o electrodomésticos.

Asimismo, esta fragmentación financiera limita el acceso de ciertos grupos de la población al sistema. Esto hace que eventos económicos que se transmiten a los agentes a través del sistema financiero tengan diferente impacto entre los mismos dependiendo de su nivel de acceso a dicho sistema. Suponiendo un caso extremo, si la población se dividiera entre hogares con completo y con nulo acceso al sistema financiero, un aumento en la cantidad de crédito disponible en la economía tendría efectos de primer orden sólo en un grupo de la población. El otro grupo no percibiría un efecto directo de la mayor disponibilidad de crédito.

Durante el periodo de análisis (y hasta el día de hoy), los hogares mexicanos tuvieron diferentes grados de acceso a los servicios financieros, dependiendo de dos características: su ingreso y su ubicación geográfica. Los hogares con altos ingresos tenían un mayor acceso a los servicios financieros que los de menores recursos. Usando la misma base de datos que la del presente estudio, Székely (1996) muestra que existe una clara relación entre el nivel del ingreso y el porcentaje de los hogares con tarjetas de crédito e hipotecas.

Los cuadros 2 y 3 muestran regresiones Probit que captan el efecto del nivel de ingreso en la determinación de la probabilidad de que los hogares cuenten con una tarjeta de crédito. Como puede apreciarse en dichos cuadros, usando la muestra correspondiente a 1989-1992, el cambio discreto en la probabilidad de que un hogar cuente con una tarjeta de crédito aumenta significativamente con el estrato de ingreso por miembro del hogar al que pertenezca.¹⁶ El coeficiente se incrementa de 0.12 para la categoría de 1 a 2 salarios mínimos por miembro del

¹⁶ El ingreso por miembro del hogar se mide como múltiplos del salario mínimo en México durante 1992.

Cuadro 2. 1989-1992: Análisis Probit de indicadores de acceso al crédito variable dependiente igual a 1 si el hogar tiene una tarjeta de crédito^{a, b}
(errores estándares en paréntesis)

	1989-1992	1989	1992
Dummies de ingreso por miembro:			
1 a 2 salarios mínimos	0.116 (0.007)	0.113 (0.009)	0.119 (0.010)
2 a 5 salarios mínimos	0.317 (0.012)	0.288 (0.017)	0.347 (0.018)
5 a 10 salarios mínimos	0.549 (0.027)	0.479 (0.041)	0.606 (0.035)
Más de 10 salarios mínimos	0.654 (0.037)	0.598 (0.074)	0.681 (0.043)
<i>N</i>	18 133	9 549	8 584
Chi-Cuadrada	2 156.1	909.2	1 246.3

^a Los coeficientes reportan el cambio discreto en la probabilidad de que el hogar cuente con una tarjeta de crédito. Las regresiones incluyen una constante y las dummies de niveles de ingreso por miembro, pero no otras covariables.

^b Los estimados fueron hechos después de eliminar valores extremos para la tasa de ahorro. Específicamente, las tasas de ahorro se restringieron al intervalo -100 por ciento a 100 por ciento. Se impusieron valores de ingreso mínimos y un rango en la edad del jefe del hogar.

hogar hasta 0.65 para el nivel de ingreso más elevado. Las pruebas estadísticas realizadas rechazan la igualdad de los coeficientes de las diferentes categorías de ingresos. Cuando las muestras para 1989 y 1992 se analizan por separado, se obtiene el mismo patrón.

Como puede observarse en el cuadro 3, en la muestra 1994-1996 se encuentra el mismo tipo de comportamiento. La probabilidad de tener una tarjeta de crédito se triplica si la categoría de ingreso por miembro del hogar se incrementa de 1 a 2 salarios mínimos a 2 a 5 salarios mínimos (el coeficiente cambia de 0.10 a 0.32). Usando únicamente observaciones de 1996, el coeficiente también se triplica entre esas dos categorías de ingreso por miembro del hogar. Para las observaciones de 1994, el impacto es similar pero de una magnitud más reducida.

Asimismo, los estudios sobre el acceso a los intermediarios financieros de las personas de bajos ingresos han mostrado que para este estrato de la población el uso de servicios financieros está restringido, en vista de los elevados costos de transacción que implica proveer

Cuadro 3. 1994-1996: Análisis Probit de indicadores de acceso al crédito variable dependiente igual a 1 si el hogar tiene una tarjeta de crédito^{a, b}
(errores estándares en paréntesis)

	1994-1996	1994	1996
Dummies de ingreso por miembro:			
1 a 2 salarios mínimos	0.103 (0.006)	0.107 (0.009)	0.102 (0.008)
2 a 5 salarios mínimos	0.315 (0.011)	0.376 (0.015)	0.253 (0.015)
5 a 10 salarios mínimos	0.558 (0.022)	0.644 (0.028)	0.455 (0.035)
Más de 10 salarios mínimos	0.695 (0.030)	0.780 (0.030)	0.519 (0.063)
<i>N</i>	22 722	10 869	11 853
Chi-Cuadrada	2 451.4	1 459.0	919.9

^a Los coeficientes reportan el cambio discreto en la probabilidad de que el hogar cuente con una tarjeta de crédito. Las regresiones incluyen una constante y las dummies de niveles de ingreso por miembro, pero no otras covariables.

^b Los estimados fueron hechos después de eliminar valores extremos para la tasa de ahorro. Específicamente, las tasas de ahorro se restringieron al intervalo -100 por ciento a 100 por ciento. Se impusieron valores de ingreso mínimos y un rango en la edad del jefe del hogar.

dichos servicios a este tipo de hogares.¹⁷ Lo anterior es evidencia de que el acceso al sistema financiero, y específicamente al crédito, depende significativamente del nivel de ingreso de cada hogar. Este tipo de fragmentación implica que los efectos de los ciclos de crédito deben ser de mayor magnitud para los hogares con ingresos más altos.

Sin embargo, no es posible descartar diferencias en las preferencias de los hogares por distintos instrumentos de ahorro con base en ese tipo de fragmentación. Es probable que parte del estrato de bajos ingresos no utilice tarjeta de crédito simplemente porque sus preferencias son distintas de las de individuos que tienen un mayor ingreso.¹⁸ Bajo diferentes preferencias, los coeficientes obtenidos a través de las regresiones Probit resultarán sesgados por variables no observables.

¹⁷ Éste es el caso de préstamos pequeños y cuentas de ahorro con bajos saldos. Mansell (1995) documenta que antes de 1994 la cuenta de ahorro representativa ofrecida por la banca comercial en el país era demasiado cara, en términos de comisiones y bajos rendimientos, para las personas de menores ingresos.

¹⁸ Asimismo, este tipo de fragmentación no capta cambios en las preferencias a través del tiempo.

La disponibilidad de servicios financieros no es universal. En las comunidades pequeñas generalmente son nulos, lo cual es más evidente en países menos desarrollados dadas las grandes diferencias que existen entre las comunidades rurales y las urbanas. La falta de acceso al sistema financiero, debido a la ubicación de los hogares, es el segundo tipo de fragmentación que aquí se estudia. Para el caso de México, Mansell (1995) menciona que, antes de 1994, sólo los hogares en áreas urbanas tenían acceso al crédito y a cuentas de ahorro en alguna institución bancaria. Dicha autora describe que el acceso era mucho más restringido en las áreas rurales relativamente más pobres.¹⁹

Con base en los datos del Censo de Población de 1990 y de los Censos Económicos de 1989, así como del Conteo de Población de 1995 y de los Censos Económicos de 1998, fue posible construir índices de correlación entre la proporción de la población de cada estado localizada en áreas rurales y la disponibilidad de servicios financieros. Además, se calcularon índices de correlación entre la proporción de comunidades rurales en cada uno de los estados y la disponibilidad de servicios financieros.

Para este ejercicio, las comunidades rurales fueron definidas como aquellas con una población menor a 15 000 personas.²⁰ En el cuadro 4 se muestran los índices de correlación para la mayor parte del periodo de análisis. Al inicio de los noventa, la correlación entre el número de unidades financieras²¹ en los estados y la proporción de población rural en los mismos fue negativa, -0.58 . Por su parte, la correlación entre la proporción de empleados en servicios financieros (como porcentaje del total de empleados) y la proporción de la población rural arrojó un coeficiente de -0.85 . Ambos coeficientes resultaron significativos al 1 por ciento.

También para el periodo 1989-1992, la correlación entre la proporción de comunidades rurales en los estados y el número de unidades bancarias en los mismos fue de -0.76 . La correlación entre el porcentaje de comunidades rurales y la proporción de empleados bancarios con respecto a los empleados totales fue -0.70 . Los dos índices fueron significativos al 1 por ciento.

¹⁹ La autora también encuentra que los residentes en áreas rurales enfrentan costos significativos para tener acceso al sistema financiero, ya que tienen que viajar distancias considerables para acudir al banco. Generalmente este costo no es trivial.

²⁰ El ejercicio se realizó también considerando como comunidades rurales a aquellas con población menor a 50 000 habitantes. Los índices de correlación obtenidos fueron similares en magnitud y en grado de significancia.

²¹ Unidades financieras se refiere principalmente a sucursales bancarias, de banca de desarrollo y de aseguradoras con atención directa al público.

Cuadro 4. Índices de correlación a nivel estatal de la proporción de la población rural y la proporción de comunidades rurales con indicadores financieros (periodos de 1989-1990 y 1995-1998)^{a, b}

	<i>Proporción de la población rural por estado</i>		<i>Proporción de comunidades rurales por estado</i>	
	<i>1989-1990</i>	<i>1995-1998</i>	<i>1989-1990</i>	<i>1995-1998</i>
Número de unidades financieras en el estado	-0.588	-0.396	-0.762	-0.471
Empleados del sector financiero ^c	-0.850	-0.049	-0.704	-0.422

^a Los cálculos fueron hechos con el Censo Mexicano de 1990, el Censo Económico de 1989 y 1998, y el Conteo de 1995. Las comunidades rurales se definen como aquellas con población menor de 15 000 habitantes.

^b Todos los índices de correlación son significativos al 1 por ciento.

^c Para el periodo de 1989-1990 la variable es proporción del empleo total en el estado.

Como se muestra en el cuadro 4, durante el segundo quinquenio de los noventa las condiciones de disponibilidad de servicios bancarios fueron similares. El índice de correlación entre la proporción de población rural y el número de unidades bancarias resultó de -0.47 (este índice fue significativo al 1 por ciento). La correlación entre el número de empleados bancarios y la proporción de población rural en los estados mexicanos fue -0.42 .²² Este coeficiente también fue estadísticamente significativo.

En el caso de la proporción de comunidades rurales, durante la segunda mitad de los noventa la correlación de esta variable y el número de unidades bancarias en los estados fue de -0.40 . Este índice resultó significativo al 5 por ciento. La correlación entre la proporción de comunidades rurales y el número de empleados financieros en los estados fue -0.05 (este coeficiente no resultó significativo).

Los referidos resultados indican que existe una baja concentración de servicios bancarios en los estados con una proporción alta de comunidades rurales. Por tanto, en las comunidades pequeñas existe una menor probabilidad de encontrar intermediarios bancarios. En esas comunidades, los efectos de los cambios que tengan lugar en el sistema financiero (así como los ciclos de crédito) deben ser de segundo

²² Nótese que en este caso se utilizó la correlación entre el número de empleados en el sector financiero por estado y no como proporción del empleo total.

orden (es decir, su impacto se daría a través del efecto macroeconómico que causan los ciclos de crédito en la economía), dada su limitada o nula presencia en áreas rurales. Éste es el segundo tipo de fragmentación financiera que se explora en este trabajo y se utiliza para la estrategia empírica.

Dadas estas dos causas de fragmentación, se construyeron variables representativas del fenómeno por nivel de ingreso y por ubicación de los hogares. En el primer caso, se creó una variable “dummy” igual a uno si el ingreso por miembro del hogar era mayor o igual que dos salarios mínimos. Los hogares en esa categoría de ingreso tendrán un acceso mayor al sistema financiero. Los hogares con un ingreso menor tendrán un acceso más limitado a los servicios aludidos.

La razón para escoger este nivel específico de ingreso a fin de determinar el grado de exposición o acceso al sistema financiero, proviene de la probabilidad de que un hogar tenga tarjeta de crédito. Dicha probabilidad aumenta considerablemente de la categoría de menos de 2 salarios mínimos a la de 2 a 5 salarios mínimos (el cambio en la probabilidad se triplica entre estas dos categorías).²³ En consecuencia, es posible definir a dos grupos de hogares, uno con alta y el otro con baja exposición al sistema financiero.

La fragmentación financiera ocasionada a cada hogar por su ubicación se capta al definir un tamaño de referencia para poder asignarle a las comunidades la categoría de “rural” (pequeña) o de “urbana” (grande). En su caso, la localidad se definió como rural si poseía menos de 15 000 habitantes. A partir de esta definición se calculó otra variable dummy. Los principales resultados del artículo se refrendaron utilizando un tamaño alternativo para definir a las comunidades rurales. Según esta segunda definición, una comunidad se consideró rural si tenía menos de 50 000 personas. Los resultados del estudio no se modificaron significativamente.²⁴ Con este tipo de clasificación es posible construir un grupo de hogares con alta exposición a los servicios financieros (los ubicados en comunidades grandes) y un grupo con baja exposición (es decir, los hogares en localidades rurales).

El cuadro 5 muestra las medias de variables seleccionadas para las cuatro encuestas, sin hacer distinción en cuanto al grado de acceso

²³ Sin embargo, si se utiliza una definición alternativa para el nivel de ingreso, los resultados no cambian, siempre y cuando dicha definición no sea extrema.

²⁴ Solamente en el caso del ejercicio que combina las dos fuentes de fragmentación, para el periodo 1989-1992, el efecto de dicha fragmentación tiene un grado de significancia estadística menor.

Cuadro 5. Cuadro de medias de variables seleccionadas, 1989-1996^a

	1989	1992	1994	1996
Tasas de ahorro (puntos porcentuales de ingreso)	7.78 (0.38)	9.59 (0.39)	8.03 (0.33)	1.20 (0.31)
Ingreso (pesos de 1992)	4 981 (120.92)	5 523 (128.59)	5 308 (84.18)	4 060 (89.30)
Tamaño del hogar	5.11 (0.02)	4.94 (0.02)	4.85 (0.02)	4.71 (0.02)
Edad del jefe de hogar	41.56 (0.12)	40.55 (0.12)	41.61 (0.11)	41.21 (0.10)
Indicador de educación	2.54 (0.02)	2.44 (0.02)	2.47 (0.02)	2.69 (0.02)
Núm. de receptores de ingreso	1.71 (0.01)	1.65 (0.01)	1.76 (0.00)	1.78 (0.00)
Núm. de hijos	1.56 (0.01)	1.59 (0.01)	1.65 (0.01)	1.58 (0.01)
<i>N</i>	9 549	8 584	10 869	11 853

Fuente: Cálculos propios usando las Encuestas de Ingreso-Gasto de los Hogares de 1989, 1992, 1994 y 1996.

^a Errores estándares en paréntesis. Las tasas de ahorro se calcularon como la diferencia entre el ingreso y el gasto trimestrales dividida por el ingreso trimestral. Los cálculos fueron hechos después de eliminar valores extremos de tasas de ahorro y bajos ingresos. Específicamente, las tasas de ahorro se restringieron al intervalo de -100 por ciento a 100 por ciento.

de los hogares al sistema financiero. Como puede observarse, la tasa de ahorro promedio se incrementó de 7.78 por ciento en 1989 a 9.59 por ciento en 1992, reduciéndose posteriormente a 8.03 por ciento en 1994. En 1996 dicha variable registró una caída sustancial, pues la tasa promedio de ahorro de los hogares fue de solamente 1.20 por ciento. Esto se explica en parte por la magnitud de la reducción del ingreso que tuvo lugar en ese periodo.²⁵ El ingreso promedio por hogar alcanzó un valor máximo en 1992. De dicho año hasta 1996, el ingreso real sufrió una contracción de más de 26 por ciento en términos reales (el ingreso real promedio resultó de tan sólo 4 060 pesos en 1996).²⁶

²⁵ En promedio, el ingreso cayó 23 por ciento en términos reales de 1994 a 1996, mientras que el consumo se redujo 19 por ciento, en promedio, durante el mismo periodo.

²⁶ Todas las cifras de ingreso se presentan en términos reales en pesos de 1992.

El número de miembros por hogar es similar en todas las encuestas, y el promedio es cercano a 5. El indicador del nivel de educación del jefe de familia es de magnitud comparable en las cuatro encuestas, con un promedio cercano a 2.5 (lo que implica que en promedio los jefes de familia tenían menos de 6 años de educación). El número promedio de receptores de ingreso fue similar en todos los años, aproximadamente 1.7. El número de hijos por hogar resultó estable en todas las encuestas: cerca de 1.6 hijos en promedio.

Una perspectiva diferente se obtiene al dividir la muestra utilizando las variables de fragmentación. Considerando la fragmentación por ingreso, la tasa de ahorro de los hogares de bajos ingresos fluctuó entre 5.70 y 6.66 por ciento de 1989 a 1994 (véase el cuadro 6). Sin embargo, durante 1996 la tasa de ahorro para este tipo de hogares se redujo a -1.17 por ciento. En el caso del segmento de altos ingresos, la tasa de ahorro registró su nivel máximo de 26.89 por ciento en 1992, pero se redujo a 21.17 por ciento en 1994 y a 20.30 por ciento en 1996.

Utilizando también la variable de fragmentación por ingreso, el ingreso trimestral promedio de los hogares con acceso limitado al sistema financiero fluctuó entre 3 372 pesos y 3 560 pesos de 1989 a 1994. Asimismo, durante 1996 el ingreso promedio de este grupo sufrió una reducción significativa, pues disminuyó a 2 839 pesos. En cuanto al ingreso de los hogares ricos, éste siguió un patrón similar al de los más pobres, experimentando una caída de 14.5 por ciento de 1994 a 1996.

El cuadro 7 muestra la tasa de ahorro y las medias de ingreso que se obtienen utilizando la variable de fragmentación por ubicación. Esta clasificación muestra una mayor variación de la tasa de ahorro que en el caso de la fragmentación por ingreso. Como puede observarse, en los hogares ubicados en comunidades pequeñas, la tasa de ahorro fluctuó entre 5.70 y 14.16 por ciento en el periodo 1989-1994. Desde 1992 la tasa de ahorro de los hogares localizados en comunidades grandes ha sido menor que la de los ubicados en áreas rurales. La diferencia más grande se observó en 1992, cuando la tasa de ahorro promedio fue respectivamente de 14.16 y 5.79 por ciento, para hogares en comunidades pequeñas y grandes. En 1996, la tasa de ahorro de los hogares fue similar para los dos tipos de comunidades, aproximadamente 1.5 puntos porcentuales.

Finalmente, como se muestra en el cuadro 7, el ingreso ha sido persistentemente superior en las áreas urbanas. En 1989, el ingreso promedio de los hogares en comunidades grandes resultó 36 por ciento mayor que el de los ubicados en poblaciones pequeñas. La diferen-

Cuadro 6. Cuadro de medias presentadas por niveles de ingreso por miembro del hogar^{a, b}

	<i>Tasas de ahorro</i> (puntos porcentuales de ingreso)		<i>Ingreso</i> (pesos de 1992)	
	<i>Bajos ingresos</i>	<i>Altos ingresos</i>	<i>Bajos ingresos</i>	<i>Altos ingresos</i>
1989	5.77 (0.41)	22.50 (1.04)	3 560 (27.73)	15 353 (927.29)
<i>N</i>	8 398	1 151	8 398	1 151
1992	6.66 (0.42)	26.89 (1.00)	3 433 (29.14)	17 845 (783.83)
<i>N</i>	7 339	1 245	7 339	1 245
1994	5.70 (0.35)	21.17 (0.80)	3 372 (25.17)	16 225 (454.60)
<i>N</i>	9 232	1 637	9 232	1 637
1996	-1.17 (0.32)	20.30 (0.92)	2 839 (20.54)	13 868 (735.38)
<i>N</i>	10 540	1 313	10 540	1 313

Fuente: Cálculos propios usando las encuestas Nacionales Ingreso-Gasto de los Hogares de 1989, 1992, 1994 y 1996.

^a Errores estándares en paréntesis. Las tasas de ahorro se calcularon como la diferencia entre el ingreso y el gasto trimestrales dividida por el ingreso trimestral. Los cálculos fueron hechos después de eliminar valores extremos de tasas de ahorro y bajos ingresos. Específicamente, las tasas de ahorro se restringieron al intervalo de -100 por ciento a 100 por ciento.

^b Los hogares de bajos ingresos se definen como aquellos con ingreso por miembro del hogar menor a 2 salarios mínimos. Los hogares de altos ingresos son aquellos con ingreso por miembro del hogar mayor o igual a 2 salarios mínimos.

cia resultó más amplia en las encuestas posteriores: 97 por ciento en 1992, 62 por ciento en 1994 y 48 por ciento en 1996.²⁷

V. Estrategia empírica y principales resultados

V.1. Estrategia empírica

La evolución del crédito privado y del sector financiero, durante los años noventa, debe haber tenido un impacto significativo sobre el com-

²⁷ Es importante mencionar que el número de hogares en comunidades pequeñas, con respecto a los localizados en áreas urbanas, es diferente de 1989 a 1992. La encuesta de 1989 contiene información sobre hogares ubicados en 258 comunidades grandes y pequeñas; en tanto que la encuesta de 1992 incluye 363 comunidades. Por otra parte, sólo 130 comunidades fueron encuestadas tanto en 1989 como en 1992 (es decir, la intersección de los dos conjuntos de comunidades de ambas encuestas es de 130 comunidades). Esto puede presentar problemas de selección para las estimaciones. Sin embargo, los resultados de los ejercicios realizados usando solamente observaciones de esas 130 comunidades no son significativamente distintos de los obtenidos anteriormente. Por tanto, la estructura diferenciada de la muestra en esos dos años no es la causa de los patrones de comportamiento obtenidos.

Cuadro 7. Cuadro de medias presentadas por tamaño de comunidad (comunidades pequeñas son aquellas con población < 15 000)^a

	<i>Tasas de ahorro</i> (puntos porcentuales de ingreso)		<i>Ingreso</i> (pesos de 1992)	
	<i>Comunidades pequeñas: población ≤15 000</i>	<i>Comunidades pequeñas: población >15 000</i>	<i>Comunidades pequeñas: población ≤15 000</i>	<i>Comunidades pequeñas: población >15 000</i>
1989	5.70 (0.96)	8.21 (0.42)	3 829 (106.97)	5 219 (143.97)
<i>N</i>	1 628	7 921	1 628	7 921
1992	14.16 (0.63)	5.79 (0.50)	3 609 (110.53)	7 119 (214.27)
<i>N</i>	3 902	4 682	3 902	4 682
1994	11.83 (1.21)	7.66 (0.34)	3 388 (141.70)	5 499 (91.24)
<i>N</i>	982	9 887	982	9 887
1996	1.59 (1.23)	1.16 (0.31)	2 823 (116.11)	4 190 (97.79)
<i>N</i>	1 120	10 733	1 120	10 733

Fuente: Cálculos propios usando las encuestas Nacionales Ingreso-Gasto de los Hogares de 1989, 1992, 1994 y 1996.

^a Errores estándares en paréntesis. Las tasas de ahorro se calcularon como la diferencia entre el ingreso y el gasto trimestrales dividida por el ingreso trimestral. Los cálculos fueron hechos después de eliminar valores extremos de tasas de ahorro y bajos ingresos. Específicamente, las tasas de ahorro se restringieron al intervalo de -100 por ciento a 100 por ciento.

portamiento del ahorro de los hogares.²⁸ Sin embargo, no todos los hogares mexicanos fueron afectados con la misma intensidad. La exposición directa al sistema financiero y el acceso al crédito dependía significativamente del nivel de ingreso y de la ubicación de los hogares.

Una forma conveniente de analizar los efectos de dichos acontecimientos sobre el ahorro de los hogares sería el dar seguimiento al

²⁸ Dos eventos de orden financiero, que tuvieron lugar durante el periodo de estudio, son relevantes en el comportamiento de la tasa de ahorro de los hogares: la evolución de las tasas de interés pasivas y el ciclo de crédito. En cuanto al primer evento, las tasas de interés reales pasivas fueron bajas durante todo el periodo, aún después de la liberalización financiera (a excepción de algunos meses posteriores a la crisis de 1994). Es decir, no se observaron cambios significativos en el nivel de las mismas y su varianza fue relativamente pequeña. Sin embargo, los cambios en los patrones de crédito sí fueron muy pronunciados durante el periodo. Como se mencionó anteriormente, el crédito al consumo tuvo un aumento acumulado de más de 170 por ciento de 1989 a 1992 y una reducción acumulada de casi 70 por ciento de 1994 a 1996. Sin duda, el efecto del crédito sobre la tasa de ahorro fue muy superior al de las tasas de interés. Por tanto, el ciclo de crédito es la principal variable que determina el comportamiento de ahorro de los hogares.

mismo hogar antes y después del cambio en los ciclos de crédito. El problema de este enfoque reside en que los datos disponibles no forman un panel de observaciones. Las encuestas de ingreso-gasto son cortes transversales repetidos en diferentes años y no dan seguimiento a los mismos hogares.

Sin embargo, las variables de fragmentación financiera de la economía mexicana pueden usarse para construir una estrategia empírica orientada a estimar el impacto del crédito sobre el ahorro. Los efectos de los ciclos de crédito deben haber sido más fuertes para los hogares con mayor acceso al sistema financiero. Por tanto, la interacción de la variable dummy del grupo de altos ingresos con una dummy para el año de 1992, captura el efecto sobre el comportamiento de los hogares que estuvieron más expuestos a la reforma financiera y a la subsecuente expansión del crédito. El coeficiente de interacción entre la dummy de alto ingreso y una dummy para 1996 captura el efecto de la contracción del crédito sobre la tasa de ahorro de los hogares con mayor exposición al sistema financiero.²⁹

Como se explica en la sección IV, los hogares de altos ingresos se definen como aquellos con un ingreso mayor que 2 salarios mínimos (expresados en pesos de 1992). Una definición distinta de los hogares de altos ingresos no modifica los resultados obtenidos, siempre que dicha redefinición no sea extrema.

Para este tipo de determinante de la fragmentación financiera, la estrategia consistió en estimar dos ecuaciones por separado: una para el periodo de expansión del crédito, de 1989-1992, y otra para la contracción del mismo, en el lapso 1994-1996. La especificación econométrica es la siguiente:

$$S_i = \delta_0 Dummy199(2,6)_i \times Dummy Alto Ingreso_i + \delta_1 Dummy199(2,6)_i + \delta_2 Dummy Alto Ingreso_i + X_i \beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

La variable dependiente S_i es la tasa de ahorro para el hogar i . El coeficiente de la primera variable exógena de la ecuación (1) ($Dummy 199(2,6)_i \times Dummy Ingreso Alto_i$) representa el efecto sobre la tasa de

²⁹ Si bien otros eventos económicos cuyo canal de transmisión no fue el sector financiero pudieron haber afectado a la tasa de ahorro de los hogares, éstos influyen de manera indistinta a todos los hogares independientemente del nivel de acceso de dichos hogares a los servicios financieros. Por tanto, el impacto de eventos económicos no correlacionados con el sector financiero en la tasa de ahorro de los hogares se identifica a través de las dummies para los años de 1992 y 1996 incluidas en las regresiones de este artículo.

ahorro de los hogares con mayor acceso al sistema financiero después de la expansión del crédito en 1992 y la contracción del mismo en 1996.

La ecuación (1) también contiene una dummy para los años 1992 o 1996 (dependiendo del caso) y una dummy igual a uno si el hogar es de alto ingreso. Las demás variables exógenas (representadas por X_i) son las siguientes: el sexo del jefe del hogar, el indicador del nivel de educación del jefe del hogar y su valor al cuadrado, la ocupación del jefe del hogar, una dummy por recepción de ingreso irregular,³⁰ una dummy para estabilidad en el empleo,³¹ una dummy para acceso a servicios médicos, el número de receptores de ingreso en el hogar, el porcentaje de hijos en el hogar y variables dummy para cada una de las entidades federativas de México.

Como se mencionó, si las preferencias en cuanto al ahorro y al crédito son diferentes entre los hogares de bajos y de altos ingresos, ello podría implicar que, aun cuando los hogares de bajos ingresos tuvieran acceso a intermediarios financieros, su comportamiento podría no haber cambiado o permanecido sin modificación ante diferentes ciclos de crédito simplemente por tener preferencias distintas. Es decir, las estimaciones podrían estar captando sólo el efecto de diferentes patrones de preferencias.

La fragmentación por ubicación del hogar debe ser menos problemática en términos de hogares con diferentes preferencias por ahorro y crédito. La razón es que en las comunidades, independientemente de su tamaño, existen hogares con todos los niveles de ingreso. La diferencia radica entonces en que los hogares ubicados en áreas urbanas están más expuestos al sistema financiero que los hogares en comunidades pequeñas, independientemente de su nivel de ingreso.

Con el fin de captar esta fuente de fragmentación financiera, se construyó una variable dummy asociada al tamaño de las comunidades. Esta variable toma un valor de uno si la población de la localidad es mayor o igual que 15 000 personas.³²

La ecuación para este tipo de fragmentación se estimó por separado para los periodos 1989-1992 y 1994-1996. La especificación econométrica se presenta en la ecuación (2) a continuación:

³⁰ La percepción de ingreso se considera irregular si éste se recibe en intervalos de tiempo mayores que 3 meses.

³¹ Esta variable es igual a uno si el trabajador o trabajadora pertenece a un sindicato y tiene un contrato de trabajo formal.

³² Esta no fue la única definición utilizada. En particular, se estimaron las ecuaciones considerando comunidades grandes a aquellas con más de 50,000 habitantes. Al respecto cabe notar que los resultados no cambiaron significativamente.

$$S_i = \alpha_0 \text{Dummy}199(2,6)_i \times \text{Dummy Comunidad Grande}_i + \alpha_1 \text{Dummy}199(2,6)_i + \alpha_2 \text{Dummy Comunidad Grande}_i + X_i \beta + \varepsilon_i \quad (2)$$

En esta especificación, S_i también representa la tasa de ahorro del hogar i . La interacción de las variables dummy para los años de 1992 o 1996 con la variable dummy de comunidad grande captura el efecto de los ciclos de crédito para los hogares con mayor exposición al sistema financiero. Las dummies para los años y para el tamaño de la comunidad también fueron incluidas por separado. Las variables exógenas, representadas por X_i , son las mismas que en el caso de la estimación para la fragmentación por nivel de ingreso más la variable del nivel de ingreso de los hogares.

Una extensión natural de estos dos ejercicios es la de combinar ambas fuentes de fragmentación en una sola estimación. El grado de acceso o exposición al sistema financiero se incrementa con el ingreso y con el tamaño de la comunidad en la que se ubica el hogar. Por tanto, es posible considerar estas dos dimensiones con un coeficiente de triple interacción, cuya variable captura el efecto de la reforma y la posterior crisis financiera sobre el grupo de hogares más expuestos al sistema financiero (los hogares de altos ingresos ubicados en áreas urbanas en 1992 o 1996). La ecuación (3) representa la especificación para el estimador de triple interacción.

$$\begin{aligned} S_i = & \gamma_0 \text{Dummy}199(2,6)_i \times \text{Dummy Alto Ingreso}_i \times \text{Dummy} \\ & \text{Comunidad Grande}_i \\ & + \gamma_1 \text{Dummy}199(2,6)_i \times \text{Dummy Alto Ingreso}_i \\ & + \gamma_2 \text{Dummy}199(2,6)_i \times \text{Dummy Comunidad Grande}_i \\ & + \gamma_3 \text{Dummy Alto Ingreso}_i \times \text{Dummy Comunidad Grande}_i \\ & + \gamma_4 \text{Dummy}199(2,6)_i \times \gamma_5 \text{Dummy Alto Ingreso}_i + \gamma_6 \text{Dummy} \\ & \text{Comunidad Grande}_i \\ & + X_i \beta + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (3)$$

En la ecuación (3), S_i representa la tasa de ahorro del hogar. La primera variable exógena es la interacción de la dummy del año 1992 o 1996, con la dummy de alto ingreso y la dummy para comunidad grande. La ecuación incluye también los términos de interacción de segundo orden de las variables dummy, así como ambas variables por separado. Las demás variables exógenas, representadas por X_i , son las mismas que en la ecuación (1).

En todos los casos, las estimaciones se realizaron por separado para el periodo de expansión y el de contracción del crédito.

V.2. Resultados³³

Para este trabajo fueron utilizadas dos técnicas econométricas distintas para todas las estimaciones realizadas. La primera fue la de mínimos cuadrados ordinarios con errores estándar robustos. La segunda, la de regresiones medianas, ya que ésta no se ve afectada por problemas de no normalidad en la distribución de la tasa de ahorro (varias pruebas de normalidad efectuadas para la distribución de dicha variable indican que esta condición no se cumplía). Este último tipo de regresión se calculó con errores estándar “bootstrapped” con 100 iteraciones.³⁴

Todos los cálculos se hicieron después de eliminar de la muestra los valores extremos. En particular, la tasa de ahorro se restringió al intervalo -100 por ciento a 100 por ciento. Asimismo, se impusieron valores mínimos para el ingreso y valores máximos y mínimos para la edad del jefe del hogar.³⁵

Se estimaron por separado regresiones para los dos tipos de fragmentación. Sin embargo, también se consideró importante combinar ambas fuentes, por lo que se realizó el análisis de triple interacción.³⁶ Dicho ejercicio también se hizo separando los coeficientes de triple interacción por diferentes categorías de edad del jefe del hogar. Los cambios en el comportamiento del ahorro ante diferentes ciclos de crédito resultaron distintos dependiendo de la edad del jefe del hogar, dado que las familias pueden tener diferentes razones para ahorrar en función de su estructura de edades. Por ejemplo, los hogares de personas jóvenes probablemente enfrentan más restricciones de crédito. Con base en la edad del jefe del hogar se construyeron categorías

³³ En este artículo solamente se hace referencia a los valores de los coeficientes de interacción. Sin embargo, cuando se considera necesario, se mencionan los valores alcanzados por los coeficientes de otras variables. Asimismo, los cuadros de resultados presentan los coeficientes estimados de todas las variables.

³⁴ En la técnica de regresiones medianas se estiman los coeficientes de las variables exógenas con respecto a la mediana de la distribución de las variables. Esta técnica es útil cuando las variables tienen valores extremos o distribuciones que no son normales. Se trata de una técnica no lineal.

³⁵ Para el periodo 1989-1992, 3 480 observaciones (alrededor de 16 por ciento del total de la muestra) no cumplieron dichas condiciones; en el periodo 1994-1996, 4 120 observaciones fueron excluidas del análisis (aproximadamente el 15 por ciento de la muestra).

³⁶ Un problema con la fragmentación por ingreso es que, para que ésta resultase adecuada, las preferencias de los hogares en cuanto al ahorro y al crédito debían ser las mismas independientemente del nivel de ingreso. Esto resulta necesario para que, ante cambios similares en las condiciones y acceso al crédito, las modificaciones en las conductas de ahorro fueran las mismas para los grupos de altos y bajos ingresos.

de edad con amplitud de cinco años cada una. En este procedimiento el coeficiente de triple interacción se multiplicó por las variables dummy de las categorías de edad.

V.2.1. La expansión del crédito: 1989-1992

A.1. Fragmentación por nivel de ingreso

El cuadro 8 presenta los resultados obtenidos para este caso. La primera columna contiene las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) excluyendo variables exógenas o controles adicionales. Como puede observarse, el coeficiente de interacción entre la dummy de 1992 y la dummy de altos ingresos resultó 3.5 puntos porcentuales y significativo al nivel de 5 por ciento. En el caso de MCO con controles (segunda columna del cuadro 8), el coeficiente de interacción es aproximadamente igual al anterior, aunque con un nivel de significancia mayor.

En lo que toca a las regresiones medianas (RM), los resultados fueron similares a los obtenidos utilizando MCO. Es importante mencionar que en los ejercicios efectuados con esta técnica los coeficientes de interacción resultaron de mayor magnitud. Para la especificación sin controles, el coeficiente de interacción de la dummy de 1992 y la dummy de altos ingresos fue de 5.7 puntos porcentuales y significativo al 1 por ciento. Para la especificación con controles, el coeficiente de dicha variable resultó 5.5 puntos porcentuales.

Sin embargo, los resultados de fragmentación por ingreso no fueron robustos en la muestra utilizada. En particular, al usar únicamente observaciones de comunidades que fueron encuestadas tanto en 1989 como en 1992, los resultados no son significativos.

B.1. Fragmentación por ubicación

La estimación utilizando la fragmentación por ubicación para el periodo 1989-1992 se presenta en el cuadro 9. Para el caso de MCO sin controles, el coeficiente de interacción de la dummy de 1992 y la dummy de comunidad grande fue significativo al 1 por ciento y su valor fue -10.9 puntos porcentuales. El efecto es similar cuando se incluyen más variables exógenas. En este último caso el coeficiente de interacción de las dos variables dummy resultó -8.3 puntos porcentuales y signi-

Cuadro 8. 1989-1992: Efectos de la reforma financiera en la tasa de ahorro. Análisis para hogares de altos ingresos *versus* hogares de bajos ingresos (puntos porcentuales de ingreso y errores estándares en paréntesis)^a

	Mínimos cuadrados ordinarios ^b		Regresiones medianas ^c	
	Sin controles	Con controles ^d	Sin controles	Con controles ^d
Dummy 1992	0.90 (0.59)	0.91 (0.64)	-0.74 (0.68)	0.25 (0.76)
Dummy alto ingreso	16.73 (1.12)	19.07 (1.17)	15.56 (1.17)	18.05 (1.04)
Dummy 1992 × dummy alto ingreso	3.49 (1.56)	3.92 (1.51)	5.65 (1.71)	5.52 (1.67)
Dummy del sexo del jefe del hogar (hombre = 1)		0.28 (0.83)		1.13 (0.81)
Edad jefe de hogar		0.01 (0.03)		-0.02 (0.04)
Indicador de educación (jefe de hogar)		-1.56 (0.44)		-1.30 (0.52)
Cuadrado del indicador de educación		0.08 (0.05)		0.06 (0.06)
Jefe de hogar obrero		0.73 (1.00)		0.73 (1.03)
Jefe de hogar campesino		1.42 (1.29)		1.03 (1.41)
Jefe de hogar patrón		9.59 (1.51)		10.91 (1.80)
Jefe de hogar autoempleado		3.98 (1.08)		4.07 (1.43)
Recepción irregular de ingreso		4.35 (1.00)		5.86 (1.16)
Estabilidad en empleo		-0.01 (0.48)		-0.38 (0.50)
Servicio médico		-1.07 (0.67)		-0.81 (0.76)
Número de receptores de ingreso		4.33 (0.28)		4.66 (0.28)
% de hijos en el hogar		-0.84 (1.39)		-2.90 (1.77)
Constante	5.77 (0.41)	-3.33 (3.17)	9.65 (0.54)	-0.95 (3.40)
<i>N</i>	18 133	18 133	18 133	18 133

^a Las tasas de ahorro se calcularon como la diferencia entre el ingreso trimestral y el gasto trimestral dividida por el ingreso trimestral. Los cálculos fueron hechos después de eliminar valores extremos de tasas de ahorro y bajos ingresos. Específicamente las tasas de ahorro se restringieron al intervalo de -100 por ciento a 100 por ciento.

^b Errores estándares robustos en paréntesis.

^c Errores estándares "bootstrapped" con 100 iteraciones en paréntesis.

^d Dummies de los estados se incluyen en las regresiones, pero no se presentan.

ficativo al 1 por ciento. Esto indica que los hogares ubicados en comunidades con servicios financieros redujeron su tasa de ahorro, después de la reforma financiera y la subsecuente expansión del crédito.

Usando la técnica de regresión mediana, las estimaciones sin controles muestran un patrón similar al obtenido al utilizarse MCO. El coeficiente de interacción de la dummy de 1992 y la dummy de comunidad grande resultó de -12.4 puntos porcentuales y significativo al 1 por ciento, lo que indica el mismo tipo de comportamiento ya enunciado: que los hogares ubicados en comunidades grandes redujeron su tasa de ahorro después de la reforma financiera.

Los resultados con controles se muestran en la cuarta columna del cuadro 9. Como puede observarse, los coeficientes estimados son similares a los obtenidos en los ejercicios anteriores. El coeficiente de interacción de la dummy para comunidad grande y la variable dummy para 1992 fue -10.7 puntos porcentuales de ingreso y significativo al 1 por ciento.

C.1. Resultados de combinar ambas fuentes de fragmentación

La primera columna del cuadro 10 muestra estos resultados para MCO. El coeficiente de triple interacción, es decir, el coeficiente de la interacción de la variable dummy para 1992, de la dummy para altos ingresos y de la dummy para comunidades grandes, fue -11.2 puntos porcentuales y significativo al 5 por ciento. Esto implica que en los hogares más vinculados al sistema financiero el ahorro disminuyó significativamente después de la reforma correspondiente. Cuando se agregan más variables exógenas a la regresión de MCO, el coeficiente resulta de 8.8 puntos porcentuales.³⁷

Utilizando la técnica de RM, los coeficientes de triple interacción fueron de mayor magnitud y con mayor nivel de significancia. En la estimación sin controles, el coeficiente de triple interacción ascendió a -16.2 por ciento y fue significativo al 1 por ciento. Para la estimación con controles, dicho coeficiente resultó cercano a -13 puntos porcentuales y significativo al 1 por ciento. Estos resultados sugieren que los hogares con mayor exposición al sistema financiero, y por consecuencia a la expansión del crédito, redujeron significativamente su tasa de ahorro a raíz de la reforma al sistema.

³⁷ Si se usa la definición alternativa para comunidades grandes (es decir, aquella según la cual estas comunidades se identifican por contar con más de 15,000 habitantes), el coeficiente de triple interacción resulta también negativo, pero su nivel de significancia disminuye.

Efectos de los ciclos de crédito en México

Cuadro 9. 1989-1992: Efectos de la reforma financiera en la tasa de ahorro. Análisis de comunidades grandes *versus* pequeñas (comunidades grandes con población \$ 15 000) (puntos porcentuales de ingreso y errores estándares en paréntesis)^a

	<i>Mínimos cuadrados ordinarios^b</i>		<i>Regresiones medianas^c</i>	
	<i>Sin controles</i>	<i>Con controles^d</i>	<i>Sin controles</i>	<i>Con controles^d</i>
	Dummy 1992	8.47) (1.15)	6.82) (1.18)	8.42) (1.13)
Dummy comunidad (igual a 1 si población \$ 15 000)	2.52) (1.05)	1.39) (1.10)	3.17) (1.05)	2.90) (1.30)
Dummy 1992 × dummy comunidad grande	-10.89 (1.32)	-8.29 (1.36)	-12.42 (1.36)	-10.74 (1.59)
Ingreso por miembro		0.00) (0.00)		0.00) (0.00)
Dummy del sexo del jefe del hogar (hombre = 1)		-0.38) (0.84)		-0.29) (1.02)
Edad jefe de hogar		0.00) (0.03)		-0.04) (0.04)
Indicador de educación (jefe de hogar)		-1.23) (0.45)		-0.91) (0.60)
Cuadrado del indicador de educación		0.16) (0.06)		0.04) (0.08)
Jefe de hogar obrero		0.47) (1.00)		0.29) (1.21)
Jefe de hogar campesino		-0.21) (1.30)		-0.56) (1.43)
Jefe de hogar patrón		11.01) (1.76)		9.48) (1.74)
Jefe de hogar autoempleado		4.04) (1.09)		3.62) (1.34)
Recepción irregular de ingreso		2.93) (1.02)		4.81) (1.30)
Estabilidad en empleo		0.00) (0.48)		0.32) (0.49)
Servicio médico		0.49) (0.68)		0.40) (0.79)
Número de receptores de ingreso		4.37) (0.28)		4.58) (0.35)
% de hijos en el hogar		5.08) (1.47)		4.21) (1.79)
Constante	5.70 (0.96)	-2.60 (3.34)	8.92) (0.93)	-0.85 (4.23)
<i>N</i>	<i>18 133</i>	<i>18 133</i>	<i>18 133</i>	<i>18 133</i>

^a Errores estándares en paréntesis. Las tasas de ahorro se calcularon como la diferencia entre el ingreso trimestral y el gasto trimestral dividida por el ingreso trimestral. Los cálculos fueron hechos después de eliminar valores extremos de tasas de ahorro y bajos ingresos. Específicamente las tasas de ahorro se restringieron al intervalo de -100 por ciento a 100 por ciento.

^b Errores estándares robustos en paréntesis.

^c Errores estándares "bootstrapped" con 100 iteraciones en paréntesis.

Cuadro 10. 1989-1992: Efectos de la reforma financiera en la tasa de ahorro de los hogares. Análisis de triple interacción (comunidades grandes con población \$ 15 000) (puntos porcentuales de ingreso y errores estándares en paréntesis)^a

	<i>Mínimos cuadrados ordinarios^b</i>		<i>Regresiones medianas^c</i>	
	<i>Sin controles</i>	<i>Con controles^d</i>	<i>Sin controles</i>	<i>Con controles^d</i>
	Dummy 1992	7.92) (1.18)	6.00) (1.21)	7.73) (1.50)
Dummy altos ingresos	20.38 (3.49)	21.44 (3.50)	19.06 (4.67)	19.05 (3.68)
Dummy comunidad (igual a 1 si población \$ 15 000)	2.01 (1.09)	1.73 (1.14)	2.30 (1.26)	2.59 (1.32)
Dummy 1992 × dummy altos ingresos	15.90 (4.27)	12.93 (4.19)	23.37 (5.48)	18.98 (3.97)
Dummy 1992 × dummy comunidad	-12.78 (1.37)	-8.86 (1.40)	-13.45 (1.69)	-9.95 (1.89)
Dummy altos ingresos × dummy comunidad	-4.25 (3.68)	-3.65 (3.66)	-4.46 (4.79)	-2.15 (3.82)
Dummy 1992 × dummy comunidad × dummy altos ingresos	-11.22 (4.59)	-8.78 (4.50)	-16.19 (5.89)	-12.74 (4.03)
Dummy del sexo del jefe del hogar (hombre = 1)		-0.40 (0.83)		0.40 (1.01)
Edad jefe de hogar		0.01 (0.03)		0.02 (0.03)
Indicador de educación (jefe de hogar)		-1.28 (0.44)		-0.81 (0.48)
Cuadrado del indicador de educación		0.07 (0.05)		0.02 (0.06)
Jefe de hogar obrero		0.84 (1.00)		1.03 (1.13)
Jefe de hogar campesino		0.06 (1.30)		0.09 (1.42)
Jefe de hogar patrón		9.02 (1.51)		0.09 (1.89)
Jefe de hogar autoempleado		3.88 (1.08)		3.92 (1.24)
Recepción irregular de ingreso		2.99 (1.00)		4.34 (1.22)
Estabilidad en empleo		-0.08 (0.48)		-0.48 (0.53)
Servicio médico		-0.65 (0.67)		-0.66 (0.79)
Número de receptores de ingreso		4.44 (0.28)		4.64 (0.33)
% de hijos en el hogar		-1.26 (1.38)		-3.68 (1.68)

Cuadro 10. Conclusión

	<i>Mínimos cuadrados ordinarios^b</i>		<i>Regresiones medianas^c</i>	
	<i>Sin controles</i>	<i>Con controles^d</i>	<i>Sin controles</i>	<i>Con controles^d</i>
Constante	4.12) (0.99)	-4.11 (3.30)	7.88) (1.21)	-2.23 (3.08)
<i>N</i>	18 133	18 133	18 133	18 133

^a Las tasas de ahorro se calcularon como la diferencia entre el ingreso trimestral y el gasto trimestral dividida por el ingreso trimestral. Los cálculos fueron hechos después de eliminar valores extremos de tasas de ahorro y bajos ingresos. Específicamente las tasas de ahorro se restringieron al intervalo de -100 por ciento a 100 por ciento.

^b Errores estándares robustos en paréntesis.

^c Errores estándares "bootstrapped" con 100 iteraciones en paréntesis.

^d Dummies de los estados se incluyen en las regresiones pero no se presentan.

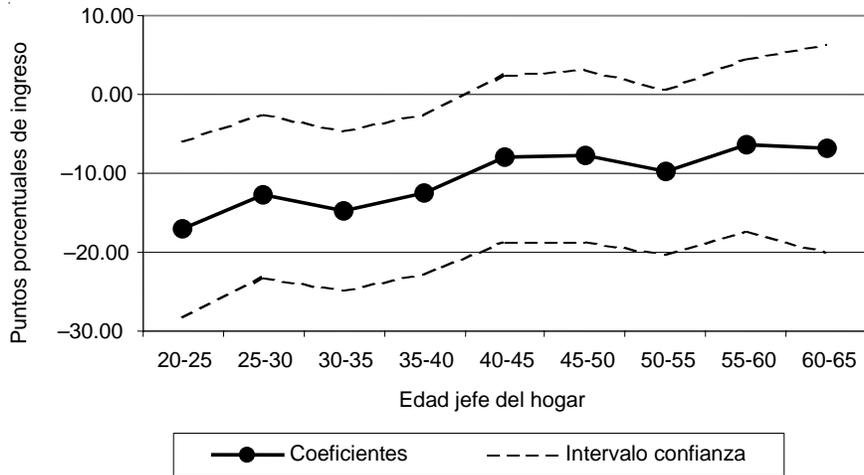
D.1. Resultados de la triple interacción por categorías de edad³⁸

Los resultados de esta sección muestran que el impacto de la reforma financiera fue mayor en los hogares de personas jóvenes. Para los hogares cuyo jefe se ubicaba en la categoría de 20 a 25 años de edad, el coeficiente de triple interacción fue -17 puntos porcentuales y significativo al 1 por ciento. Para la categoría de 25 a 30 años el coeficiente estimado fue -12.8 puntos porcentuales; para la de 30 a 35 años, -14.7 puntos porcentuales y para la de 35 a 40 años, -12.6 puntos porcentuales. Todos estos coeficientes resultaron altamente significativos estadísticamente. Sin embargo, para los hogares de edad más avanzada, los coeficientes estimados fueron más pequeños y generalmente no significativos. En la gráfica 3 se presenta a los coeficientes estimados y las bandas correspondientes a un intervalo de confianza del 95 por ciento.

Los hogares de personas jóvenes de altos ingresos fueron los que reaccionaron más significativamente a la reforma financiera disminuyendo su tasa de ahorro. Estos hogares eran los que, a pesar de contar con un ingreso elevado, probablemente no gozaban de fácil acceso al crédito antes de la reforma financiera (una posible explicación para ello puede ser que los hogares en este caso no contaban con suficiente colateral para garantizar créditos al consumo). Este resultado es congruente con la presencia de restricciones al crédito más fuertes antes de la reforma financiera.

³⁸ La estimación se realizó con MCO y sin incluir controles adicionales, únicamente las variables de interacción.

Gráfica 3. 1989-1992: Coeficientes de triple interacción por categoría de edad de jefe del hogar (mínimos cuadrados ordinarios sin controles)



V.2.2. La contracción del crédito: 1994-1996

A.2. Fragmentación por nivel de ingreso

En el cuadro 11 se recogen los resultados del ejercicio realizado usando la variable de fragmentación por nivel de ingreso. Como puede observarse, en el caso de MCO sin controles, los hogares con una mayor exposición al sistema financiero incrementaron su tasa de ahorro significativamente en 6.01 puntos porcentuales, aumento significativo estadísticamente al nivel de 1 por ciento. Cuando se agregan controles, el coeficiente de la interacción de la dummy para 1996 y la dummy de ingresos altos resulta 4.65 puntos porcentuales y es también significativo al 1 por ciento.

El comportamiento expuesto se repite al utilizar la técnica de RM. En el caso sin controles, el coeficiente de interacción de la dummy del año 1996 y la dummy para altos ingresos resultó significativo y aún mayor que en el caso de MCO. En los hogares con alta exposición al sistema financiero se registró un incremento de la tasa de ahorro de 7.65 puntos porcentuales después de la contracción del crédito. Al in-

Cuadro 11. 1994-1996: Efectos de la reforma financiera en la tasa de ahorro. Análisis para hogares de altos ingresos *versus* hogares de bajos ingresos (puntos porcentuales de ingreso y errores estándares en paréntesis)^a

	Mínimos cuadrados ordinarios ^b		Regresiones medianas ^c	
	Sin controles	Con controles ^d	Sin controles	Con controles ^d
Dummy 1996	-6.88 (0.48)	-6.21 (0.62)	-8.06 (5.75)	-6.97 (0.63)
Dummy alto ingreso	15.47 (0.87)	15.39 (0.93)	13.46 (0.92)	14.32 (1.01)
Dummy 1996 × dummy alto ingreso	6.01 (1.31)	4.65 (1.38)	7.65 (1.55)	5.14 (1.78)
Dummy del sexo del jefe del hogar (hombre = 1)		4.73 (0.69)		4.42 (0.77)
Edad jefe de hogar		0.01 (0.02)		0.03 (0.02)
Indicador de educación (jefe de hogar)		0.85 (0.20)		-0.74 (0.23)
Cuadrado del indicador de educación		0.05 (0.01)		0.05 (0.01)
Jefe de hogar obrero		4.07 (0.86)		4.09 (0.92)
Jefe de hogar campesino		-3.48 (1.04)		-2.56 (1.09)
Jefe de hogar patrón		5.03 (1.22)		5.31 (1.61)
Jefe de hogar autoempleado		0.91 (0.89)		-0.59 (0.95)
Recepción irregular de ingreso		1.74 (0.82)		1.29 (1.05)
Estabilidad en empleo		0.77 (0.48)		0.92 (0.65)
Servicio médico		2.34 (0.71)		2.15 (0.87)
Número de receptores de ingreso		3.76 (0.22)		4.12 (0.22)
% de hijos en el hogar		4.65 (1.12)		3.84 (1.18)
Constante	5.70 (0.35)	9.96 (2.10)	9.11 (0.41)	2.00 (2.08)
<i>N</i>	22 722	22 722	22 722	22 722

^a Las tasas de ahorro se calcularon como la diferencia entre el ingreso trimestral y el gasto trimestral dividida por el ingreso trimestral. Los cálculos fueron hechos después de eliminar valores extremos de tasas de ahorro y bajos ingresos. Específicamente las tasas de ahorro se restringieron al intervalo de -100 por ciento a 100 por ciento.

^b Errores estándares robustos en paréntesis.

^c Errores estándares "bootstrapped" con 100 iteraciones en paréntesis.

^d Dummies de los estados se incluyen en las regresiones pero no se presentan.

cluirse controles, dicho coeficiente de interacción se modifica a -5.14 puntos porcentuales y también es significativo al 1 por ciento.

Por tanto, recurriendo a la fragmentación por nivel de ingreso, se encuentra que los hogares con mayor acceso a los mercados financieros incrementaron su tasa de ahorro después de la crisis de 1994. Esto aporta evidencia de que los hogares con mayores recursos pudieron absorber con mayor facilidad la perturbación negativa sobre su ingreso e incrementar su tasa de ahorro. Esto fue indudablemente reflejo del acceso al sistema financiero con que cuenta este grupo de hogares.

B.2. Fragmentación por ubicación

Usando MCO sin controles, el coeficiente obtenido de interacción de la variable dummy para 1996 y la variable dummy para una comunidad urbana fue 3.74 puntos porcentuales y resultó significativo al 5 por ciento. Esto indica que los hogares con mayor acceso al sistema financiero pudieron incrementar su tasa de ahorro después de la crisis financiera. Sin embargo, cuando se añaden controles a la regresión, dicho coeficiente de interacción resulta de tan sólo 2.89 puntos porcentuales y no es significativo estadísticamente.

Los resultados obtenidos utilizando la técnica RM sugieren también que los hogares con mayor acceso al sistema financiero incrementaron su tasa de ahorro después de 1994. En el ejercicio realizado sin controles, el coeficiente de interacción obtenido fue 3.26 puntos porcentuales, aunque no resultó significativo. Cuando se agregan a la regresión más variables exógenas, el efecto de la interacción de comunidad urbana y el año 1996 se incrementa a 3.74 puntos porcentuales, significativo al 10 por ciento.

En este ejercicio, todos los coeficientes de interacción de la variable dummy para 1996 y de la dummy para una comunidad urbana fueron positivos. A pesar de que estos dos coeficientes no son significativos estadísticamente, su comportamiento evidencia que los hogares con mayor exposición o acceso al sistema financiero incrementaron su tasa de ahorro después de la crisis financiera y la subsecuente reducción en la oferta de crédito. Asimismo, es importante mencionar que el mismo patrón fue encontrado cuando se utilizó la definición de comunidad urbana de 50 000 individuos o más.

Cuadro 12. 1994-1996: Efectos de la reforma financiera en la tasa de ahorro. Análisis de comunidades grandes versus pequeñas (comunidades grandes con población \$ 15 000) (puntos porcentuales de ingreso y errores estándares en paréntesis)^a

	<i>Mínimos cuadrados ordinarios^b</i>		<i>Regresiones medianas^c</i>	
	<i>Sin controles</i>	<i>Con controles^d</i>	<i>Sin controles</i>	<i>Con controles^d</i>
	Dummy 1996	-10.23 (1.72)	-9.42 (1.75)	-10.75 (2.30)
Dummy comunidad (igual a 1 si población \$ 15 000)	-4.17 (1.25)	-6.94 (1.26)	-3.76 (1.44)	-7.22 (1.39)
Dummy 1996 × dummy comunidad grande	3.74 (1.79)	2.89 (1.77)	3.26 (2.36)	3.74 (2.15)
Ingreso por miembro		0.00 (0.00)		0.00 (0.00)
Dummy del sexo del hogar (hombre = 1)		4.26 (0.69)		3.99 (0.82)
Edad jefe de hogar		0.02 (0.02)		0.04 (0.02)
Indicador de educación (jefe de hogar)		-0.94 (0.19)		-1.02 (0.21)
Cuadrado del indicador de educación		0.08 (0.01)		0.07 (0.01)
Jefe de hogar obrero		-4.35 (0.87)		-4.06 (0.78)
Jefe de hogar campesino		3.77 (1.04)		2.54 (0.97)
Jefe de hogar patrón		5.21 (1.25)		4.65 (1.35)
Jefe de hogar autoempleado		1.20 (0.89)		0.86 (0.89)
Recepción irregular de ingreso		1.65 (0.82)		1.62 (1.06)
Estabilidad en empleo		1.31 (0.48)		1.49 (0.57)
Servicio médico		2.41 (0.72)		1.40 (0.92)
Número de receptores de ingreso		3.84 (0.22)		4.10 (0.27)
% de hijos en el hogar		-5.92 (1.26)		-3.11 (1.21)
Constante	11.83 (1.21)	15.91 (2.45)	8.92 (0.93)	16.74 (2.64)
<i>N</i>	22 722	22 722	22 722	22 722

^a Las tasas de ahorro se calcularon como la diferencia entre el ingreso trimestral y el gasto trimestral dividida por el ingreso trimestral. Los cálculos fueron hechos después de eliminar valores extremos de tasas de ahorro y bajos ingresos. Específicamente las tasas de ahorro se restringieron al intervalo de -100 por ciento a 100 por ciento.

^b Errores estándares robustos en paréntesis.

^c Errores estándares "bootstrapped" con 100 iteraciones en paréntesis.

^d Dummies de los estados se incluyen en las regresiones pero no se presentan.

C.2. Resultados de combinar ambas fuentes de fragmentación

En el caso de la utilización de MCO sin controles, el coeficiente que se obtuvo para la variable de triple interacción fue 0.05 puntos porcentuales de ingreso y no significativo (cuadro 13). El mismo patrón de comportamiento se obtiene cuando se agregan controles a la regresión. En este último ejercicio, el coeficiente de triple interacción resultó 0.12 puntos porcentuales y no significativo.

Patrones similares se encontraron al usar la técnica de RM. En este caso, los coeficientes de triple interacción sin y con controles fueron 3.57 y -2.57 puntos porcentuales, respectivamente y ninguno de los dos significativo.

Por tanto, no existe evidencia de que los hogares con mayor exposición al sistema financiero (es decir, aquellos con ingresos altos y ubicados en áreas urbanas) hayan cambiado su tasa de ahorro. Lo anterior contrasta con los resultados de triple interacción obtenidos para el periodo 1989-1992.

D.2. Resultados de triple interacción por categorías de edad³⁹

Como puede observarse en la gráfica 4, los coeficientes de interacción resultaron negativos y no significativos hasta la categoría de edad de 35 a 40 años (excluyendo a los hogares en la categoría de 25 a 30 años). Para los estratos de mayor edad, los coeficientes fueron positivos aunque no significativos. Esto arroja evidencia de que los hogares con cabezas de familia de mayor edad fueron los que reaccionaron con mayor intensidad después de la crisis de 1994 aumentando su tasa de ahorro.

Es importante mencionar que el mismo patrón se encontró cuando se separaron las fuentes de fragmentación y se dividieron los coeficientes de doble interacción (es decir el coeficiente de interacción de la variable dummy para 1996 y la variable de fragmentación respectiva) por categorías de edad. En este último enfoque, los hogares de personas de mayor edad incrementaron su tasa de ahorro después de la crisis financiera de manera sustancial. Estos resultados fueron altamente significativos en términos estadísticos.

En la variante de la fragmentación por nivel de ingreso, los hogares con edades mayores o iguales a 45 años incrementaron su tasa de

³⁹ La estimación se realizó con MCO y únicamente con las variables de interacción y sin incluir controles adicionales.

Cuadro 13. 1992-1996: Efectos de la reforma financiera en la tasa de ahorro de los hogares. Análisis de triple interacción (comunidades grandes con población \$ 15 000) (puntos porcentuales de ingreso y errores estándares en paréntesis)^a

	<i>Mínimos cuadrados ordinarios^b</i>		<i>Regresiones medianas^c</i>	
	<i>Sin controles</i>	<i>Con controles^d</i>	<i>Sin controles</i>	<i>Con controles^d</i>
Dummy 1996	-10.11 (1.76)	-9.19 (1.80)	-10.99 (1.88)	-9.96 (1.87)
Dummy altos ingresos	31.58 (4.07)	28.54 (4.07)	31.01 (5.20)	25.55 (6.21)
Dummy comunidad (igual a 1 si población \$ 15 000)	-4.19 (1.29)	-5.71 (1.31)	-3.88 (1.20)	-5.35 (1.45)
Dummy 1996 × dummy altos ingresos	5.66 (5.62)	4.33 (5.62)	3.66 (8.00)	7.45 (8.94)
Dummy 1996 × dummy comunidad	3.58 (1.83)	3.01 (1.83)	3.28 (1.90)	2.85 (2.15)
Dummy altos ingresos × dummy comunidad	6.63 (4.17)	3.88 (4.16)	7.76 (5.43)	-11.97 (6.35)
Dummy 1996 × dummy comunidad × dummy altos ingresos	0.05 (5.78)	0.12 (5.77)	3.57 (8.26)	2.57 (9.12)
Dummy del sexo del jefe del hogar (hombre = 1)		-4.64 (0.69)		-4.47 (0.70)
Edad jefe de hogar		0.01 (0.02)		0.03 (0.02)
Indicador de educación (jefe de hogar)		-0.76 (0.20)		-0.67 (0.22)
Cuadrado del indicador de educación		0.05 (0.01)		0.04 (0.01)
Jefe de hogar obrero		4.11 (0.86)		4.23 (0.77)
Jefe de hogar campesino		3.75 (1.04)		2.71 (0.98)
Jefe de hogar patrón		4.93 (1.22)		5.19 (1.37)
Jefe de hogar autoempleado		1.15 (0.89)		0.78 (0.95)
Recepción irregular de ingreso		1.53 (0.81)		1.32 (0.99)
Estabilidad en empleo		0.78 (0.48)		0.86 (0.61)
Servicio médico		2.39 (0.71)		2.25 (0.82)
Número de receptores de ingreso		3.82 (0.22)		4.15 (0.25)
% de hijos en el hogar		-4.79 (1.26)		-3.86 (1.34)
Constante	9.48	5.32	2.58	7.00

Cuadro 13. Conclusión

	<i>Mínimos cuadrados ordinarios^b</i>		<i>Regresiones medianas^c</i>	
	<i>Sin controles</i>	<i>Con controles^d</i>	<i>Sin controles</i>	<i>Con controles^d</i>
		(1.23)	(2.44)	(1.29)
<i>N</i>	22 722	22 722	22 722	22 722

^a Errores estándares en paréntesis. Las tasas de ahorro se calcularon como la diferencia entre el ingreso trimestral y el gasto trimestral dividida por el ingreso trimestral. Los cálculos fueron hechos después de eliminar valores extremos de tasas de ahorro y bajos ingresos. Específicamente las tasas de ahorro se restringieron al intervalo de -100 por ciento a 100 por ciento.

^b Errores estándares robustos en paréntesis.

^c Errores estándares “bootstrapped” con 100 iteraciones en paréntesis.

^d Dummies de los estados se incluyen en las regresiones pero no se presentan.

ahorro entre 5 y 12 puntos porcentuales, resultado significativo en términos estadísticos (gráfica 5). Recurriendo a la fragmentación por ubicación, los hogares con jefe de familia mayor de 45 años aumentaron su tasa de ahorro entre 5 y 10 puntos porcentuales. Los coeficientes de este ejercicio también fueron significativos (gráfica 6).

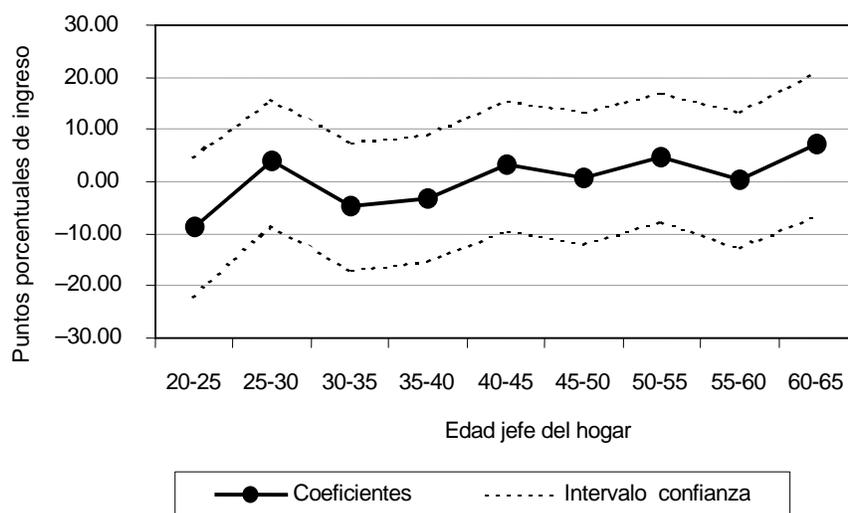
Una explicación probable para estos resultados es que la crisis financiera causó un deterioro en las perspectivas del ahorro para el retiro, pues socavó parte de la riqueza acumulada por los hogares e hizo menos optimistas las expectativas macroeconómicas en el mediano plazo. Así, para este grupo fue necesario reponer parte de dicha riqueza aumentando su tasa de ahorro presente.

VI. Conclusiones

Los resultados de este estudio revelan que una fracción considerable de los hogares mexicanos tiene un acceso limitado a los servicios que ofrece el sistema financiero. En particular, la probabilidad de tener una tarjeta de crédito aumenta sustancialmente con el nivel de ingreso de la familia. Asimismo, la presencia geográfica de intermediarios financieros se encuentra correlacionada negativamente con la proporción de población rural y con el número de comunidades rurales de los estados.

En este trabajo se analizan los efectos de dos episodios de transformaciones en el patrón evolutivo del crédito sobre la tasa de ahorro de los hogares. El primero se extiende de 1989 a 1992, periodo asociado a una reforma financiera profunda que implicó la eliminación de

Gráfica 4. 1994-1996: Coeficientes de triple interacción por categoría de edad de jefe del hogar (mínimos cuadrados ordinarios sin controles)



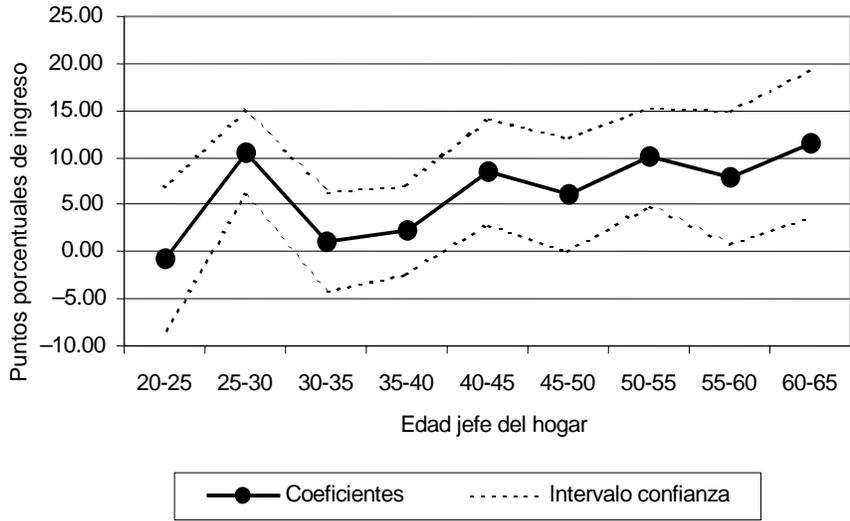
los cajones selectivos de crédito y de los requisitos de reservas mínimas para la banca comercial. Como consecuencia, entre los años referidos el saldo total del crédito otorgado se incrementó 92.4 por ciento. Un aspecto importante de esa experiencia fue la expansión del crédito al consumo, el cual aumentó 174 por ciento en términos reales durante el mismo periodo.

El segundo lapso considerado es de 1994 a 1996. La crisis financiera de finales de 1994 redujo drásticamente el crédito disponible. Así, durante el periodo, el financiamiento total cayó 20.9 por ciento en términos reales, mientras que el crédito al consumo se redujo 64.3 por ciento. En la actualidad, el crédito no se ha recuperado a sus niveles previos a 1994.

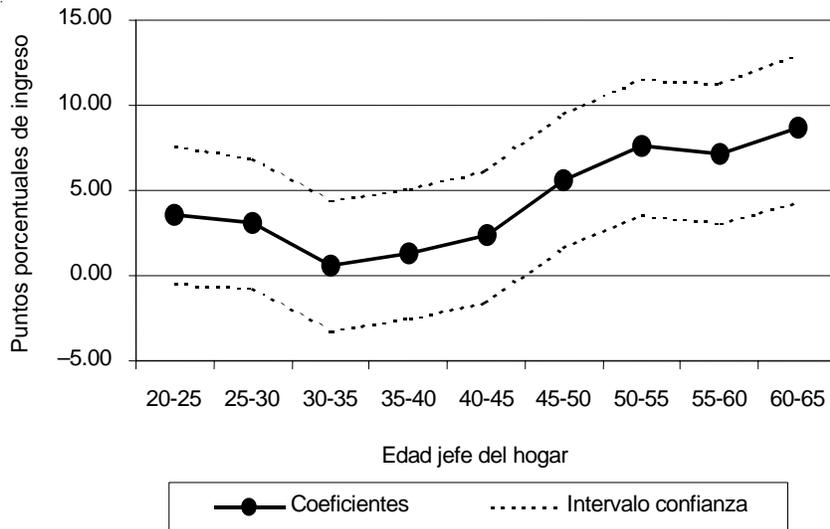
Los resultados para el periodo 1989-1992 muestran que los hogares con mayor exposición al sistema financiero redujeron su tasa de ahorro después de la liberalización financiera. Dichos resultados fueron robustos a diferentes técnicas de estimación y a distintas clasificaciones para los hogares de altos ingresos y para el tamaño de la comunidad.

La reducción de la tasa de ahorro fue mayor para los hogares de integrantes jóvenes de altos ingresos domiciliados en áreas urbanas.

Gráfica 5. 1989-1992: Coeficientes de doble interacción por categoría de edad de jefe del hogar (mínimos cuadrados ordinarios sin controles)



Gráfica 6. 1994-1996: Coeficientes de doble interacción por categoría de edad de jefe del hogar (mínimos cuadrados ordinarios sin controles)



Este resultado es compatible con la hipótesis de que la liberalización financiera y la subsecuente expansión del crédito redujeron las restricciones al financiamiento, experimentadas previamente por ese sector de la población. En consecuencia, ello llevó a patrones de consumo más altos.

En cuanto a la contracción del crédito en el periodo 1994-1996, los resultados proporcionan evidencia de que los hogares con mayores ingresos o ubicados en comunidades más grandes (es decir, los hogares con mayor acceso al sistema financiero) incrementaron significativamente su tasa de ahorro después de la crisis. En el caso de la fragmentación por ingreso, los hogares con acceso al sistema financiero, tuvieron una tasa de ahorro entre 4.65 y 7.65 puntos porcentuales mayor que la de los hogares sin dicho acceso. En cuanto a la variable de fragmentación por ubicación, los hogares con acceso registraron una tasa de ahorro superior entre 2.89 y 3.74 puntos porcentuales a la de los hogares ubicados en comunidades pequeñas.

Los resultados de triple interacción para este periodo no mostraron ser significativos. Sin embargo, en el análisis por categorías de edad se encuentra evidencia de que los hogares con jefes de familia de mayor edad incrementaron su tasa de ahorro después de la contracción del crédito. Este efecto es aún más notorio cuando la interacción de categorías de edad se aplica por separado a cada una de las variables de fragmentación. Esto es congruente con la hipótesis de que la crisis de finales de 1994 cambió las expectativas de los hogares acerca del ahorro requerido para su retiro. En particular, la mayoría de los hogares de edad más avanzada estaba bajo un sistema de pensiones tipo reparto. Los beneficios futuros de dicho sistema se vieron afectados por la crisis financiera y por el aumento de la inflación. Asimismo, dado el menor remanente de vida laboral para este grupo de la población, el incremento de su tasa de ahorro debió ser mayor para compensar el deterioro que experimentó su ahorro para el retiro.

Referencias bibliográficas

- Aportela, Fernando (1999), *Households' Saving Effects of a Financial Reform in a Fragmented Economy: The Mexican Case*, tesis doctoral, MIT.
- Aspe, Pedro (1993), *Economic Transformation: The Mexican Way*, MIT Press.

- Attanasio, Orazio P. y Guglielmo Weber (1994), "The UK Consumption Boom of the Late 1980s: Aggregate Implications of Microeconomic Evidence", *The Economic Journal*, vol. 104, núm. 427, noviembre.
- Berg, Lennart, y Reinhold Bergström (1995) "Housing and Financial Wealth, Financial Deregulation and Consumption – The Swedish Case", *The Scandinavian Journal of Economics*, vol. 97, núm. 3, pp. 421-439.
- Corbo, Vittorio y Klaus Schmidt-Hebbel (1991), "Public Policies and Saving in Developing Countries", *Journal of Development Economics*, vol. 36, pp. 89-115.
- Deaton, Angus (1990), "Saving in Developing Countries: Theory and Review", *Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics 1989. Supplement to The World Bank Economic Review and the World Research Observer*, mayo, pp. 61-96.
- (1992), *Understanding Consumption*, Clarendon Press, Oxford.
- Díaz-Alejandro, Carlos (1985), "Good-Bye Financial Repression, Hello Financial Crash", *Journal of Development Economics*, vol. 19, pp. 1-24.
- Dornbusch, Rudiger, Yung C. Park (1995), *Financial Opening, Policy Lessons for Korea*, Korea Institute of Finance/International Center for Economic Growth, Korea.
- Edwards, Sebastian (1995), "Why are Saving Rates so Different across Countries?: An International Comparative Analysis", *NBER Working Paper*, núm. 5097.
- Galbis, Vicente (1994), "Sequencing of Financial Sector Reforms: A Review", *International Monetary Fund Working Paper*, 94/101, septiembre.
- INEGI (1994), *Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares. Documento Metodológico*.
- Japelli, Tullio y Marco Pagano (1994), "Saving, Growth and Liquidity Constraints", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, núm. 1, febrero.
- Jbili, Abdelali, Klaus Enders y Volker Treichel (1997), "Financial Sector Reforms in Algeria, Morocco, and Tunisia: A Preliminary Assessment", *International Monetary Fund Working Paper 97/81*, Washington, D.C.
- Jones, David (1992-1993) "The Role of Credit in Economic Activity. Quarterly Review". *Federal Reserve Bank of New York*, primavera.
- Mansell, Catherine (1995), *Las finanzas populares en México. El redescubrimiento de un sistema financiero olvidado*, Centro de Estudios

- Monetarios Latinoamericanos, Editorial Milenio-Instituto Tecnológico Autónomo de México.
- McKinnon, R. I. (1973), *Money and Capital in Economic Development*, Washington, D.C. Brookings.
- Ogaki, Masao, Jonathan D. Ostry y Carmen M. Reinhart (1995) "Saving Behavior in Low- and Middle-Income Developing Countries: A Comparison", *International Monetary Fund Working Paper*. 95/3, enero.
- Ortiz, Guillermo (1994), *La Reforma Financiera y la Desincorporación Bancaria*, Fondo de Cultura Económica, México.
- Presidencia de la República (varios años), *Informe de Gobierno: Anexo Estadístico*. Mexico.
- Schmidt-Hebbel y Luis Servén (1997), "Saving across the World. Puzzles and Policies", *World Bank Discussion Paper*, núm. 354, Washington D.C.
- Schmidt-Hebbel, Klaus, Luis Servén y Andrés Solimano (1996) "Saving and Investment: Paradigms, Puzzles, Policies", *The World Bank Research Observer*, vol. 11, núm. 1, febrero, pp. 87-117.
- Schneider, Martin y Aaron Tornell (2000), *Lending Booms and Speculative Crises*, mimeografiado.
- Shaw, E.S. (1973), *Financial Deepening in Economic Development*, Oxford University Press, Oxford.