

IMPACTO DEL MICROCRÉDITO SOBRE LA POBREZA DEL INGRESO: UN ESTUDIO EN MERCADOS DE CRÉDITO URBANOS EN MÉXICO

Miguel Niño Zarazúa*

Resumen

Este estudio presenta una estimación del impacto del microcrédito sobre la pobreza del ingreso basado en un cuasi-experimento específicamente diseñado para controlar de manera estadística los problemas de endogeneidad y sesgo de selección en el contexto de pobreza urbana de México. Aunque se identifican impactos sobre pobreza, la magnitud del efecto es solo marginal y únicamente significativo entre los hogares considerados como moderadamente pobres. No se encontró evidencia de impactos del microcrédito sobre la pobreza extrema. La evidencia empírica apunta a un vínculo entre la magnitud del impacto y tecnología crediticia.

Palabras clave: endogeneidad; sesgo de selección; microcrédito; pobreza urbana; México

Introducción

El microcrédito se ha convertido en un instrumento de alivio a la pobreza ampliamente usado en el mundo en desarrollo. Los promotores de la Cumbre del Microcrédito han informado recientemente que unos 3316 programas de microcrédito alcanzaban a finales de 2006 a más de 133 millones de prestatarios (Daley-Harris 2007). Siguiendo las tendencias globales, el gobierno mexicano puso en marcha en 2001 el Programa Nacional de Financiamiento al Microempresario (PRONAFIM), un fondo gubernamental para préstamos renovables establecido con un monto inicial de US \$100 millones para apoyar, mediante subsidio de capital, la expansión de un sector incipiente de microcrédito en el país. El papel de PRONAFIM fue concebido como complementario a la reforma del sistema financiero que incluye un nuevo marco regulador del sistema no bancario. El número de programas de microcrédito apoyados por PRONAFIM aumentó rápidamente, pasando de apenas 11 organizaciones en 2001, (que recibían alrededor de US \$7,9 millones) a 80 organizaciones a finales de 2005 las cuales recibieron más de US \$26 millones¹.

PRONAFIM se puso en marcha bajo la premisa de que el acceso al crédito, *per se*, es un determinante significativo en el aumento en el ingreso del hogar y, por tanto, en la reducción de la pobreza. La mayoría de estudios empíricos que han puesto a prueba dicha proposición se concentran en el contexto rural y adoptan metodologías de tratamiento de endogeneidad y sesgo de selección difíciles de replicar en el contexto urbano (por ejemplo, Pitt y Khandker 1998a; Coleman 1999), donde funcionan muchos programas de microcrédito en el mundo en desarrollo.

Este estudio presenta un enfoque metodológico alternativo para tratar de detectar endogeneidad y

* Investigador, Brooks World Poverty Institute, Universidad de Manchester. Humanities Bridgeford Street Building, Oxford Road, Manchester, M13 9PL, Reino Unido. E-mail: miguel.ninozarazua@manchester.ac.uk.

sesgo de selección en el análisis de impacto del microcrédito, utilizando datos de un estudio cuasi-experimental llevado a cabo en áreas urbanas de México. La metodología empleada, la cual se discute en la Sección 1, permite la evaluación de diferencias entre diversas tecnologías crediticias con relación a impactos sobre la pobreza. El procedimiento de estimación econométrica, discutido en la Sección 2, ha sido formuló con el objeto de poner a prueba hipótesis subyacentes relativas a los problemas de endogeneidad y sesgo de selección en mercados de crédito. La Sección 3 examina la hipótesis que vincula al microcrédito como un determinante significativo en un aumento en el ingreso, mientras que la Sección 4, analiza los impactos del microcrédito sobre la pobreza. La Sección 5 concluye el artículo con una discusión relacionada a las implicaciones de la evidencia empírica con políticas crediticias.

1. Diseño de la investigación

Con el objeto de realizar el análisis de impacto del microcrédito, se diseñó un estudio cuasi-experimental que a menudo es referido como *cuasi-experimento no equivalente, de tipo post-prueba* (Campbell y Stanley 1966), en el que son incluidos en una muestra aleatoria dos grupos de hogares: un grupo de tratamiento y un grupo control. La encuesta fue recabada a nivel del hogar para abordar, como lo sugiere Hulme (2000), el problema de fungibilidad. Un problema metodológico que surge con este tipo de *cuasi-experimentos* es que los grupos en cuestión pueden diferir en forma significativa en la toma de decisiones (por ejemplo pedir un préstamo) y, de este modo, sesgar los resultados de impacto. En otras palabras, dentro de una muestra pueden existir factores no observables relacionados a esfuerzos individuales, aptitudes, preferencias y actitudes relativas a situaciones de riesgo que pueden afectan el proceso de selección en tomas de decisiones y por lo tanto la variable de impacto, en este caso, el ingreso. A este problema lo llamo *sesgo de selección de demanda*. Una suposición fundamental es que la participación en un programa de microcrédito es siempre voluntaria.

Otro posible problema de selección emana de las características implícitas de los mercados de crédito. Aun teniendo un grupo de control dispuesto a tomar riesgos similares al grupo de tratamiento y solicitar un préstamo a una organización de microcrédito, es posible que exista una *discriminación selectiva* por parte del prestamista o miembros de un grupo solidario que rechazan a solicitantes que, por ejemplo, no viven en el vecindario donde opera el programa de microcrédito. A este problema lo llamo *sesgo de selección de oferta*. En este sentido, el proceso de selección relacionado al proceso crediticio, definido aquí como I_i , se define mediante dos componentes: 1) la decisión de un hogar de participar o no en un programa de microcrédito (referido como I_1^*), y 2) la decisión de los prestamistas (o miembros del grupo solidario) de aceptar o no al solicitante (referido como I_2^*).

De esta forma, aunque no podemos observar a los hogares que deciden no participar en un programa de microcrédito, y a los hogares que son rechazados por el prestamista o los miembros de un grupo solidario, es decir, $I = I_1 + I_2$, podemos especificar la distribución de los hogares que se han auto seleccionado para participar en el programa de crédito, a la vez de haber sido aceptados por el prestamista, es decir, $I = I_1 \cdot I_2$, con una diferencia correspondiente a la varianza temporal que refleja la duración de membresía en el programa. Por consiguiente, los hogares que se habían auto seleccionado para participar en un programa de crédito y habían sido aceptados por el prestamista, y por tanto estaban participando activamente en el programa de microcrédito fueron

elegibles para ser muestreados como miembros del grupo *de tratamiento*. De igual modo, aquellos hogares que se habían auto seleccionado para participar en un programa de microcrédito y habían sido aceptados por el prestamista, pero que todavía no habían recibido un préstamo al momento de llevar a cabo el cuasi-experimento, fueron elegibles para muestrearse como miembros del grupo *control*. Dicho proceso de selección se ilustra en la Figura 1.

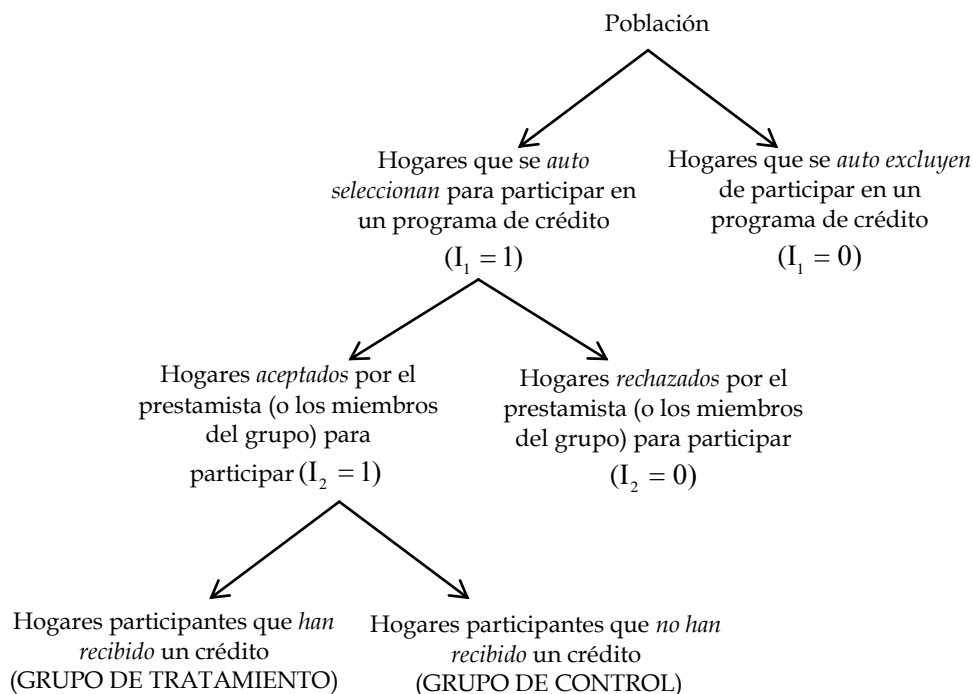


Figura 1. Proceso de selección para participar en el programa. Adaptado de Maddala (1999)

Asimismo, seguimos un *criterio geográfico* para controlar problemas de endogeneidad, es decir, se llevo a cabo el cuasi-experimento entre hogares que vivían en la área geográfica, en áreas con un nivel mínimo de homogeneidad socioeconómica, en donde la comparación entre los grupos de tratamiento y control pudiese llevarse a cabo de manera razonable. Al seguir este criterio, se pudo mantener constantes factores de impacto tales como infraestructura, costos de insumos y precios locales que de otro modo podrían haber causado un problema de endogeneidad. La alta densidad de población en áreas urbanas en México permitió llevar a cabo este método. De esta forma, se puede anticipar que los problemas de *sesgo de selección* y *endogeneidad* han sido controlados mediante el proceso mismo de recolección de datos, y dicha suposición es puesta a prueba a través del procedimiento econométrico presentado en la Sección 2.

Dada la homogeneidad de las características de los hogares, se implementó una estrategia de muestreo utilizando un procedimiento en *multi-etapas* en forma de agrupamientos (Fink y Kosecoff 1985): primero, se tuvo acceso a una lista de participantes (tanto de tratamiento como de control) de tres organizaciones de microcrédito (los agrupamientos), que operaban en áreas previamente seleccionadas. En la lista se incluyeron participantes con préstamos en mora. En la segunda etapa, la selección de los grupos de tratamiento y de control fue aleatoria. La encuesta se administró empleando como instrumento de recolección de datos un formato de entrevista semiestructurada².

El estudio incluyó a 148 hogares, de los cuales 55 eran miembros de Servicios Financieros Comunitarios (Fincomún) y vivían en San Miguel Teotongo, un vecindario ubicado en la periferia

oriental de la Ciudad de México; 46 era miembros del Centro de Apoyo al Microempresario (CAME) y vivían en el Valle de Chalco, uno de los municipios más densamente poblados del país, ubicado en la periferia oriental del área metropolitana de la Ciudad de México, y 47 eran miembros de Programas para la Mujer (Promujer) y vivían en la ciudad de Tula y sus áreas circundantes, a unas dos horas de la Ciudad de México. En este sentido, el estudio incluye a tres áreas geográficas, una correspondiente a la operación de un programa de microcrédito.

A diferencia de la mayoría de programas de microcrédito que operan en México, Fincomún se enfoca principalmente en *préstamos individuales* y, como resultado, solicita garantías prendarias, además de obligados solidarios. Por otra parte, CAME adopta una metodología de bancos comunales y por consiguiente, utiliza garantías solidarias como mecanismos de *screening* y aseguramiento de repago. De igual modo, Promujer emplea metodologías de banco comunales en además de ofrecer educación financiera y capacitación empresarial como parte de los servicios proporcionados (véase la Tabla 1 para un resumen de las características de dichos programas).

Tabla 1. Características de los programas de microcrédito de caso
Información correspondiente a 2004

| Características | FINCOMÚN | CAME | PROMUJER |
|--|--|---|---|
| Tipo de organización | Unión de Crédito | Organización no gubernamental | Organización no gubernamental |
| Año de establecimiento | 1994 | 1991 | 2001 |
| Número de sucursales | 27 | 5 | 21 |
| Personal | 339 | 580 | 45 |
| Metodología de préstamo | Préstamos individuales | Banco comunales | Banco comunales y servicios complementarios |
| Tasa de interés (anual) | 72% | 60% | 72% |
| Prestatarios (miles) | 25.8 | 40 | 11.8 |
| Mujeres prestatarias | 60% | 80% | 100% |
| Cartera bruta de préstamos (miles de pesos mexicanos) | 169.725 | 58.000 | 13.739 |
| Préstamo promedio pendiente (miles de pesos mexicanos) | 6,6 | 1,5 | 2,1 |
| Razón de reserva para pérdida por préstamos | 2,7% | 1,8% | 2,9% |
| Área de estudio | San Miguel Teotongo, en el área metropolitana de Ciudad de México | Valle de Chalco, en el área metropolitana de Ciudad de México | Ciudad de Tula y sus alrededores en el estado de Hidalgo |
| Mecanismos de selección | | | |
| Programas de pago periódico | De 16 a 24 pagos semanales en las oficinas de Fincomún o en las sucursales de HSBC | 16 pagos semanales en reuniones obligatorias de grupo. | De 12 a 24 pagos semanales o quincenales en reuniones obligatorias de grupo |
| Ahorro obligatorio | 10 % del principal | 10-12% del principal | 10-12% del principal |
| Otros | Uso de <i>palm pilots</i> en el proceso de <i>screening</i> y monitoreo | No | No |
| Mecanismos de cumplimiento | | | |
| Garantías | garantías | Sí, mediante responsabilidad solidaria | Sí, mediante responsabilidad solidaria |
| Garantía física | Sí, con un valor que es el doble del monto del crédito. | No | No |
| Sanciones | Por incumplimiento de préstamo y atraso en intereses. Medidas legales. | Por ausencia y llegada tardía a las reuniones de grupo. Atraso en los intereses y medidas legales | Por ausencia y llegada tardía a las reuniones de grupo. Atraso en los intereses y medidas legales |
| Mecanismos de incentivo | | | |
| Préstamo progresivo | Préstamos adicionales para | Préstamos adicionales basados | Préstamos adicionales |

| | | | |
|-------|--|--|---|
| | un máximo del 50% del crédito anterior | en un programa fijo de préstamos y ahorro obligatorio. Límite superior de préstamo en 20.000 pesos | basados en un programa fijo de préstamos y ahorro obligatorio. |
| Otros | Ahorros voluntarios y certificados de depósito | Seguro de vida para cubrir el saldo del préstamo. Fondo revolvente de ahorro y préstamos adicionales | Capacitación en conocimientos de finanzas, desarrollo de negocios y servicios médicos |

2. El modelo econométrico

Como punto de partida para el análisis de impacto, considere el caso hipotético de un hogar i que decide participar en un programa de crédito. La cantidad de crédito es determinada en forma exógena por parte del prestamista L , quien establece un umbral máximo de crédito de acuerdo con el nivel de participación en el programa. Se asume que el prestamista utiliza varios mecanismos de screening, incentivos y aseguramiento de repago para controlar los problemas de riesgo moral y selección adversa, implícitamente relacionados con la conducta de los prestatarios (Hoff y Stiglitz 1990). Algunos de estos mecanismos se materializan en forma de e.g. préstamos progresivos, ahorros obligatorios, y planes periódicos de repago, entre otros.

Dada la fragmentación de los mercados, se asume que la demanda de crédito es racionada por parte del prestamista (Stiglitz y Weiss 1981), y determinada en forma endógena por las características del hogar, tales como la dotación de capital humano, las preferencias individuales y las actitudes hacia los niveles existentes de riesgo. Dado que el principal objetivo del estudio es estimar el impacto del microcrédito sobre el nivel de ingreso de los hogares, Y_i , he derivado la siguiente ecuación de impacto:

$$Y_i = X_i\beta + I_i\delta + u_i \quad (1)$$

en donde X_i es un vector de características de hogar y I_i es una variable dicotómica con el valor $I=1$ si el hogar i participa en el programa y $I=0$ si no lo hace, mientras que δ y u son el coeficiente de la variable de impacto y el termino de error estadístico, respectivamente. De esta forma, la ecuación en (1) mide el impacto de la participación en el programa de microcrédito, a través del parámetro δ . Es importante hacer notar que la variable dicotómica I_i no puede ser tratada como exógena si existen problemas de *sesgo de selección*. Para explicar esto, considere una ecuación de especificación que toma la siguiente forma:

$$Y_{1i} = \mathbf{X}_{1i}\beta_1 + I_i\delta + u_{1i} \quad (\text{para el grupo de tratamiento}) \quad (2)$$

$$Y_{2i} = \mathbf{X}_{2i}\beta_2 + u_{2i} \quad (\text{para el grupo control}) \quad (3)$$

$$I_1^* = \mathbf{Z}_1\gamma_1 - \varepsilon_1 \quad (4)$$

$$I_2^* = \mathbf{Z}_2\gamma_2 - \varepsilon_2 \quad (5)$$

donde I_i se define como se ilustra en la Figura 1, mediante la intersección entre I_1^* e I_2^* . Sin embargo, dado que solo observamos hogares i que se auto seleccionan para participar en un programa de microcrédito, entonces podemos especificar la distribución de los hogares que son aceptados para participar en el programa (I_2^*) para estimar el parámetro γ_2 en la ecuación (5) si

dichos hogares se han auto seleccionado previamente, es decir, si $I_1 = 1$. Maddala (1999) sugiere definir I_2^* en una muestra poblacional, por ejemplo, identificar a los hogares de un mismo distrito o área geográfica para analizar el modelo utilizando un método de muestra truncada en donde los parámetros γ_1 y γ_2 en ecuaciones (4) y (5), respectivamente, se pueden estimar maximizando funciones de probabilidad de tipo Probit o Tobit. De este modo, la variable de ingreso, Y_i , observada se puede definir de tal forma que $Y_i = Y_{1i}$ si $I_i = 1$, mientras que $Y_i = Y_{2i}$ si $I_i = 0$, donde la función de participación en un programa de microcrédito está dada por la igualdad $I_i^* = Z_i\gamma = \varepsilon_i$. Dado que los grupos de tratamiento y de control se muestrearon para satisfacer la condición $I = I_1 \cdot I_2$, es decir, ambos grupos son participantes de un programa de microcrédito, solo con una diferencia de varianza temporal que refleja la duración de la membresía, se puede adoptar la siguiente especificación:

$$Y_{1i} = \mathbf{X}_i\beta_1 + u_{1i} \quad (\text{para el grupo de tratamiento}) \quad (6)$$

$$Y_{2i} = \mathbf{X}_i\beta_2 + u_{2i} \quad (\text{para el grupo control}) \quad (7)$$

siendo

$$E\langle Y_{1i} | I_i = 1 \rangle - E\langle Y_{2i} | I_i = 0 \rangle = X_i(\beta_1 - \beta_2) + \sigma^* \frac{\phi(Z_i\gamma)}{\Phi(Z_i\gamma)} + V \quad (8)$$

donde $\sigma^* = (\sigma_{2\varepsilon} - \sigma_{1\varepsilon})$; $\phi \cdot$ y $\Phi \cdot$ son la densidad de la función de distribución y la función acumulativa de distribución de la distribución normal, respectivamente, mientras que $E(V) = 0$. Si existe un problema de sesgo de selección, entonces se puede predecir que $\sigma^* > 0$. Esto es debido a que los hogares con ventajas comparativas se pueden beneficiar más de un programa de microcrédito que hogares sin dichas ventajas. Aun cuando se supone que el problema de sesgo de selección ha sido controlado mediante el proceso mismo de recolección de datos, dicha suposición debe corroborarse de manera estadística. Para ello, he seguido un método de estimación similar al propuesto por Heckman (1979), el cual es llevado a cabo mediante variables instrumentales³. En la siguiente sección, explico con mayor detalle dicho método econométrico.

2.1 El método Heckman para evaluar el problema de sesgo de selección

El método Heckman adopta un enfoque de Estimación de Máxima Verosimilitud, el cual puede ser derivado utilizando el siguiente sistema de ecuaciones:

$$Y_i = X_i\beta_y + I_i\delta + u_i^y \quad (9)$$

$$I_i = X_i\beta_I + Z_i\gamma + u_i^I \quad (10)$$

en donde X_i es un vector de las características de hogar, y Z_i es la variable instrumental. Z_i es una variable observable distinta de los elementos contenidos en X_i , estadísticamente significativa en la determinación de participación en un programa de microcrédito, I_i , pero que no afecta a la ecuación de ingreso en (9). En otras palabras, la variable instrumental debe estar *parcialmente* correlacionada con I_i , es decir, el coeficiente de Z_i debe ser diferente de cero, $\gamma \neq 0$, de tal modo

que $Cov(Z_i, u_i^y) \neq 0$, mientras que Z_i no debe estar correlacionada con Y_i , es decir, $Cov(Z_i, u_i^y) = 0$, donde el error proyectado, $E(u_i^y) = 0$ no debe estar correlacionado con Z_i . La identificación de la variable instrumental es en este sentido, un paso crucial aunque complejo en el proceso de evaluación de impacto del microcrédito

El método Heckman (también referido como Heckit) permite poner a prueba la hipótesis de ausencia de sesgo de selección, a través de la estimación de la razón inversa de Mills, $\lambda \cdot \equiv \frac{\phi \cdot}{\Phi(\cdot)}$, la cual es resultante de la relación entre la función de densidad de distribución, $\phi \cdot$, y la función acumulativa de distribución de la normal estándar, $\Phi \cdot$. Tal como lo sugiere Heckman (1979), se puede estimar en forma consistente los parámetros β_l y γ en la ecuación (10) siguiendo un procedimiento de mínimo cuadrados en dos etapas, explotando las propiedades de la ecuación Probit de la primera etapa, para luego obtener una estimación de la razón inversa de Mills, $\hat{\lambda}$, la cual es adherida en la segunda etapa para obtener los parámetros β_y y δ corregidos, siguiendo mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de la siguiente forma:

$$Y_i = X_i\beta_y + L_i\theta_y + I_i\delta + \lambda M + u_i^y \quad (11)$$

En la ecuación (11) hemos incluido un vector de las características de mercado de crédito, L_i , que captura los efectos de otros agentes de crédito operando en las localidades bajo estudio, tales como bancos, agiotistas y asociaciones rotativas de ahorro y crédito (también conocidas como Tandas) los cuales compiten con programas de microcrédito (véase la tabla 2 para mayor detalle sobre las variables incluidas en el modelo). La justificación para incluir el vector L_i en la ecuación de impacto esta basada en el principio de que si no controlamos los efectos de dichos agentes financieros sobre la variable de ingreso (Y_i), el parámetro δ puede ser inconsistente, es decir, se pueden atribuir erróneamente algunos resultados al programa de microcrédito cuando en realidad provienen de otros agentes, por ejemplo, tandas.

Tabla 2: Lista de variables

| Variables independientes | Definición | Obs | Media | S,D, | Mín | Máx |
|--------------------------------------|---|-----|--------|--------|-------|-----|
| <i>Contenida en X_i</i> | | | | | | |
| AVEDU | Años de educación | 148 | 7,047 | 3,777 | 0 | 17 |
| HOWNER | Si el hogar posee una casa = 1 | 148 | 0,682 | 0,467 | 0 | 1 |
| HESTATE | Si la casa está todavía en construcción = 1 | 148 | 0,791 | 0,408 | 0 | 1 |
| TIMEBUS | Años en el negocio | 148 | 5,162 | 5,746 | 0 | 30 |
| WORKER | Número de miembros del hogar con un trabajo pagado | 148 | 0,547 | 0,703 | 0 | 3 |
| DEPENDRATIO | Razón de dependencia (número de hijos, estudiantes y miembros mayores de edad / tamaño del hogar) | 148 | 0,498 | 0,222 | 0,125 | 1 |
| AGE | Edad del prestatario | 148 | 42,189 | 10,846 | 19 | 74 |
| WOMAN | Si el prestatario es mujer = 1 | 148 | 0,730 | 0,446 | 0 | 1 |
| MARITAL | Si el prestatario es parte de una relación = 1 | 148 | 0,757 | 0,430 | 0 | 1 |
| <i>Contenida en L_i</i> | | | | | | |
| ROSCAS | Si el prestatario participa en tandas = 1 | 148 | 0,453 | 0,499 | 0 | 1 |
| FORMALCREDIT | Si el prestatario ha recibido préstamos de prestamistas institucionales = 1 | 148 | 0,054 | 0,227 | 0 | 1 |
| MONEYLENDER | Si el prestatario ha recibido préstamos de | 148 | 0,095 | 0,294 | 0 | 1 |

| | | prestamistas individuales | | | | |
|------------------------------|--|---------------------------|--------|--------|-------|--------|
| <i>Variables útiles</i> | | | | | | |
| DISTANCE | Distancia desde la sucursal hasta la residencia o negocio (en minutos) | 148 | 32,365 | 21,716 | 10 | 100 |
| MEMBERSHIP | Años de membresía | 148 | 1,704 | 1,944 | 0 | 8 |
| <i>Variable dependientes</i> | | | | | | |
| LGMAXCREDIT | Logaritmo del monto máximo de crédito tomado en préstamo en el último ciclo de crédito | 148 | 5,475 | 4,466 | 0 | 10,621 |
| LGOPPORTCOSTPC | Logaritmo del costo de oportunidad de tomar préstamos por ciclo de crédito | 148 | 3,880 | 3,204 | 0 | 8,006 |
| LGINCOMEPC | Logaritmo de ingreso per capita | 148 | 7,296 | 0,594 | 5,438 | 8,868 |
| LGINCOMEPAE1 | Logaritmo de ingreso por equivalente de adulto 1 | 148 | 7,452 | 0,571 | 5,733 | 9,055 |
| LGINCOMEPAE2 | Logaritmo de ingreso por equivalente de adulto 2 | 148 | 7,724 | 0,545 | 6,114 | 9,315 |
| LGINCOMEPAE3 | Logaritmo de ingreso por equivalente de adulto 3 | 148 | 7,895 | 0,543 | 6,324 | 9,512 |
| POORPL1 | Si el ingreso del hogar está por debajo de la línea de pobreza 1 = 1 | 148 | 0,068 | 0,252 | 0 | 1 |
| POORPL2 | Si el ingreso del hogar está por debajo de la línea de pobreza 2 = 1 | 148 | 0,405 | 0,493 | 0 | 1 |
| POORPL3 | Si el ingreso del hogar está por debajo de la línea de pobreza 3 = 1 | 148 | 0,581 | 0,495 | 0 | 1 |
| POOR2US | Si el ingreso del hogar está por debajo de US \$2 por día = 1 | 148 | 0,047 | 0,213 | 0 | 1 |

El procedimiento de mínimo cuadrado en dos etapas (MCO2E) genera estimaciones consistentes en el parámetro de interés δ , donde M y λ son la razón inversa de Mills y su parámetro de estimación, respectivamente. Una forma simple de medir el grado de selectividad es mediante la hipótesis nula de ausencia de sesgo de selección, $H_0: \lambda = 0$, empleando la estadística t para MCO2E. Si $\lambda \neq 0$, entonces el problema de sesgo de selección es significativo (Wooldridge 2002).

2.2 La identificación de la variable instrumental

Una práctica común entre los programas de microcrédito es exigir, como mecanismo de monitoreo, pagos periódicos que a menudo se llevan a cabo en sesiones grupales semanales. En un principio se consideró construir una variable que pudiera reflejar la heterogeneidad del costo de atender dichas sesiones periódicas grupales, mediante la sumatoria de los valores estimados del costo de transportación, y costo de oportunidad para cada hogar. El costo de transportación permite capturar las características de la accesibilidad al crédito, mientras que el costo de oportunidad, permite medir el ingreso no adquirido por asistir a dichas sesiones de grupo. Transformamos esta variable en forma logarítmica, a fin de someter a prueba las suposiciones subyacentes de ausencia de correlación entre el instrumento identificador y la variable de ingreso.

Sin embargo, en el caso de Fincomún, el coeficiente γ de dicha variable reportó valores estadísticos p que rechazaban la hipótesis nula, $H_0: \gamma = 0$, a un nivel de significación de 5%, lo descartó la posibilidad de utilizar esta variable como el instrumento de identificación en la estimación de impacto para las tres instituciones de microcrédito participantes en el estudio.

También se busco derivar un instrumento de identificación mediante el uso del logaritmo del costo de transportación por ciclo de crédito. La razón de utilizar dicha variable esta basada en la

proposición de que existe una correlación entre la participación en programas de microcrédito y el acceso a dichos programas. Esto es debido a que:

1. Los costos de transacción asociados con el proceso de monitoreo de la cartera de crédito. Respecto a este punto, el director general de Fincomún especificó en una entrevista con este investigador que “*un principio fundamental para la organización es operar en un radio geográfico que no exceda un viaje de 30 minutos entre la sucursal y la casa o negocio del acreditado*”.
2. Un proceso endógeno de selección, en donde los hogares se autoexcluyen en participar en un programa de microcrédito dado los altos costos de transacción y oportunidad asociados.

Este estudio recolectó información sobre el costo de transportación de los hogares; sin embargo, en la muestra recabada había una ausencia de valores lo cual reflejaba la decisión de los acreditados de caminar a las sesiones periódicas grupales; un punto que también se relaciona al principio expresado arriba en el punto 1. Por esta razón, se decidió examinar los atributos de la dimensión espacial que refleja el *acceso* al crédito, y que se mide con la distancia existente entre el domicilio del hogar (o negocio) y la sucursal.

Los datos respecto al tiempo de transportación que los participantes invertían se ponderaron cuando se usó transporte público, a fin de estimar la distancia existente⁴. La forma reducida de la ecuación (10) se estimó con esta variable instrumental, la cual se codificó como DISTANCIA, para cada programa de microcrédito participante en el estudio. Los valores p de la estadística t del coeficiente γ rechazaron la hipótesis nula, $H_0 : \gamma = 0$, es decir, los resultados reflejaron una correlación estadísticamente significativa entre la participación de los hogares en un programa de microcrédito y el acceso a dichos programas; sin embargo, cuando incluimos la variable instrumental en la ecuación (11), la estimación de parámetros γ aceptó la hipótesis nula de ausencia de correlación con la variable de ingreso, Y_i (véase la tabla 3). Como resultado, se pudo adoptar la variable DISTANCIA como el instrumento de identificación para el procedimiento Heckman.

Tabla 3. DISTANCIA como instrumento de identificación

Variable dependiente de la ecuación (10): logaritmo de monto máximo de crédito tomado en préstamo (LGMAXCREDIT)†

Variable dependiente de la ecuación (11): logaritmo de ingreso mensual per cápita en pesos de 2004 (LGINCOMEPC)

| | FINCOMÚN | | CAME | | PROMUJER | |
|----------|-------------------|------------------|-------------------|-----------------|------------------|------------------|
| | Ecuación (10) | Ecuación (11) | Ecuación (10) | Ecuación (11) | Ecuación (10) | Ecuación (11) |
| DISTANCE | 0.028 (1.88)** | -0.000 (0.09) | 0.073 (2.15)** | 0.005 (0.94) | 0.066 (1.92)* | -0.005 (1.57) |

El valor absoluto de la estadística t aparece entre paréntesis

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

† El procedimiento Heckman transforma LGMAXCREDIT en una variable dicotómica para el grupo de tratamiento = 1 si $I_i > 0$.

La razón de seleccionar el método Heckman para el estudio de impacto econométrico está basado en sus cualidades estructurales. Por un lado, nos permite poner a prueba la suposición de ausencia de sesgo de selección, mediante el uso de las propiedades no lineales de la razón inversa de Mills.

Tal como se discutió en la Sección 1, este estudio está basado en un cuasi-experimento que permitió controlar el problema de sesgo de selección mediante el proceso de muestreo mismo; sin embargo, es necesario poner a prueba la suposición de ausencia de selectividad (o exogeneidad), es decir, $H_0 : \lambda = 0$. Por otra parte, el procedimiento Heckman permite someter a prueba la calidad y solidez estadística de la variable instrumental. Para ello, incluí el instrumento de identificación DISTANCIA en la ecuación (11) junto con las otras variables exógenas, incluyendo la razón inversa de Mills. La identificación se obtiene mediante la relación no lineal entre de la razón inversa de Mills y las variables exógenas en la ecuación de forma reducida.

Después de estimar la ecuación de identificación, los coeficientes de la variable de impacto, así como la razón inversa de Mills, exhibieron estabilidad estadística para cada una de las organizaciones de microcrédito (véase la tabla 4)⁵. La consistencia de los resultados confirma la solidez de DISTANCIA como la variable instrumental, lo cual permite aceptar la hipótesis nula de ausencia de sesgo de selectividad. Esto confirma que el método de muestreo adoptado ha sido apropiado para los objetivos del estudio.

Tabla 4. Solidez de DISTANCIA como variable instrumental
Variable de impacto en la ecuación (11): logaritmo del monto máximo de crédito (LGMAXCREDIT)†
Variable dependiente de la ecuación (11): logaritmo de ingreso mensual per cápita (LGINCOMEPC)

| | FINCOMÚN | | CAME | | PROMUJER | |
|-------------|----------------------------------|-----------------------------|----------------------------------|-----------------------------|----------------------------------|-----------------------------|
| | Ecuación (11) en forma funcional | Ecuación (11) con DISTANCIA | Ecuación (11) en forma funcional | Ecuación (11) con DISTANCIA | Ecuación (11) en forma funcional | Ecuación (11) con DISTANCIA |
| LGMAXCREDIT | 0,591 (2,48)** | 0,595 (3,39)*** | 0,103 (0,59) | 0,088 (0,90) | 0,629 (1,98)** | 0,582 (1,88)* |
| MILLS | 0,258 (0,58) | 0,653 (1,57) | 0,089 (0,67) | 0,043 (0,15) | -0,053 (0,14) | 0,261 (1,05) |
| DISTANCIA | 0,002 (0,32) | | 0,006 (1,13) | | -0,006 (1,06) | |

El valor absoluto de la estadística z aparece entre paréntesis.

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

† El procedimiento Heckman transforma la variable LGMAXCREDIT en una variable dicotómica para el grupo de tratamiento = 1 si $li > 0$

3. Resultados de la segunda etapa del método Heckman: el impacto de la participación en programas de microcrédito sobre el ingreso del hogar

He estimado la ecuación (11) empleando el logaritmo de ingreso per cápita y tres definiciones de ingreso por escalas de adulto equivalente. El uso de escalas de de adulto equivalente se justifica para tomar en cuenta economías de escala y asignación de recursos dentro del hogar. La primera escala de adulto equivalente estimada en este estudio (IAE1) siguió el método adoptado por Rothbarth (1943); la segunda escala de equivalencia (IAE2) adoptó el método construido por Wagstaff y van Doorslaer (1998), mientras que el tercero (IAE3) siguió las escalas modificadas de Organización de Cooperación y Desarrollo Económico, con base en Hagenars *et al.*, (1998).

Los resultados de la ecuación de estimación de ingreso se presentan en la tabla 5. Puesto que el coeficiente de la razón inversa de Mills no revela evidencia de sesgo de selección, podemos concentrarnos en la estimación de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). El coeficiente δ de la variable de impacto reporta la diferencia en la *media* del logaritmo de ingreso de escala adulto

equivalente entre los hogares de tratamiento y el grupo control. Como se esperaba, los coeficientes de pendiente muestran un signo positivo para cada uno de los tres programas de microcrédito; embargo, los coeficientes solo son significativamente diferentes de cero en el caso de Fincomún.

Tabla 5. Impacto de la participación en el programa sobre el ingreso del hogar

Variable endógena explicativa (I_i en la ecuación 11): logaritmo del monto máximo de crédito tomado en préstamo (LGMAXCREDIT) †

| | Codigo | FINCOMÚN | | CAME | | PROMUJER | | Muestra conjunta | |
|---|-------------|-----------|-----------|--------|--------|----------|-----------|------------------|---------|
| | | MCO | Heckit | MCO | Heckit | MCO | Heckit | MCO | Heckit |
| Variable dependiente (Y_i en la ecuación 11): | LGMAXCREDIT | 0.553 | 0.595 | 0.126 | 0.088 | 0.110 | 0.582 | 0.313 | 0.115 |
| Logaritmo de ingreso mensual per cápita en pesos de 2004 (LGINCOMEPC) | MILLS | (2.53)** | (3.39)*** | (0.81) | (0.90) | (0.73) | (1.88)* | (3.52)*** | (1.75)* |
| | | | 0.653 | | 0.043 | | 0.261 | | 0.129 |
| | | | (1.57) | | (0.15) | | (1.05) | | (0.61) |
| Variable dependiente (Y_i en la ecuación 11): | LGMAXCREDIT | 0.548 | 0.588 | 0.140 | 0.099 | 0.102 | 0.701 | 0.315 | 0.121 |
| Logaritmo del ingreso mensual por equivalente de adulto 1 en pesos de 2004 (LGINCOMEPAE1) | MILLS | (2.57)** | (3.27)*** | (0.91) | (1.00) | (0.67) | (2.33)** | (3.59)*** | (1.81)* |
| a/ | | | 0.671 | | -0.010 | | 0.293 | | 0.118 |
| | | | (1.57) | | (0.03) | | (1.18) | | (0.08) |
| Variable dependiente (Y_i en la ecuación 11): | LGMAXCREDIT | 0.605 | 0.554 | 0.109 | 0.063 | 0.067 | 0.691 | 0.314 | 0.111 |
| Logaritmo del ingreso mensual por equivalente de adulto 2 en pesos de 2004 (LGINCOMEPAE2) | MILLS | (2.91)*** | (3.05)*** | (0.80) | (0.68) | (0.44) | (2.53)** | (3.75)*** | (1.74)* |
| b/ | | | 0.676 | | 0.183 | | 0.294 | | 0.226 |
| | | | (1.57) | | (0.65) | | (1.28) | | (1.09) |
| Variable dependiente (Y_i en la ecuación 11): | LGMAXCREDIT | 0.611 | 0.558 | 0.095 | 0.066 | 0.065 | 0.737 | 0.313 | 0.109 |
| Logaritmo del ingreso mensual por equivalente de adulto 3 en pesos de 2004 (LGINCOMEPAE3) | MILLS | (2.93)*** | (3.14)*** | (0.71) | (0.70) | (0.43) | (2.75)*** | (3.74)*** | (1.69)* |
| c/ | | | 0.661 | | 0.180 | | 0.311 | | 0.219 |
| | | | (1.57) | | (0.63) | | (1.35) | | (1.05) |

Las estadísticas robustas t aparecen entre paréntesis

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

† El procedimiento Heckman transforma LGMAXCREDIT en una variable dicotómica para el grupo de tratamiento = 1 si $I_i > 0$

a/ IAE1 sigue el método desarrollado por Rothbarth (1943).

b/ IAE2 sigue el método desarrollado por Wagstaff y van Doorslaer (1998).

c/ IAE3 sigue las escalas modificadas de la OCDE con base en Hagenars et. al, (1998).

A fin de calcular el cambio porcentual en el ingreso por adulto equivalente de los hogares de tratamiento con relación al grupo control, tomé el antilogaritmo de los parámetros de la variable de impacto, I_i , tal y como lo sugieren Halvorsen y Palmquist (1980). De esta forma, si estimamos, por ejemplo, el antilogaritmo de δ para el ingreso IAE1 se obtiene el resultado $e^{0.548} = 1.7297$, lo que sugiere que, *ceteris paribus*, la mediana del ingreso por adulto equivalente de los hogares de tratamiento en Fincomún era más alto que el de los grupos de control en cerca de un 73%. Sorprendentemente, el parámetro δ es positivo *pero* no significativamente distinto de cero para el caso de

CAME y Promujer. En otras palabras, aunque podría haber un impacto positivo de la participación en el programa sobre el nivel de ingreso, la evidencia empírica no confirma esta relación.

Observe que δ reporta el impacto medio de la participación en un programa de microcrédito; sin embargo, no toma en consideración el efecto de los préstamos a lo largo del tiempo. Se puede suponer que los hogares de tratamiento con, digamos, cinco años de membresía reporten mayores impactos que los hogares con solo un año de participación. Esto se debe en parte a los efectos de los *préstamos progresivos*, un mecanismo de incentivo extensamente empleado por los programas de microcrédito para reducir el riesgo de mora y los costos unitarios de operación crediticia. A fin de abordar este problema, se substituye en la sección 3.1 el método Heckman por una ecuación de selección de tipo Tobit.

3.1 Ecuación de selección Tobit: impacto del microcrédito sobre el ingreso del hogar

Para poder capturar el efecto temporal del crédito de manera estática, replacé la variable dicótoma de tratamiento, I_i , en la ecuación (11) por una variable continua, C_i , que mide la cantidad de crédito recibida durante el último ciclo de crédito. Se supone aquí que la variable C_i es determinada *exógenamente* por el prestamista, L , quien define este umbral máximo de crédito acuerdo con el nivel de participación en el programa. Por lo tanto, se puede derivar la siguiente ecuación de demanda de crédito:

$$C_i^* = X_i\beta_c + Z_i\gamma + u_i^c \quad (12)$$

donde

$$C_i = \max(0, C_i^*), \text{ es decir,} \quad (13)$$

$$C_i = C_i^* \quad \text{if} \quad C_i^* > 0 \text{ (para el grupo de tratamiento)} \quad (14)$$

$$C_i = 0 \quad \text{if} \quad C_i^* \leq 0 \text{ (para el grupo de control)} \quad (15)$$

y

$$u_i | X_i \sim \text{Normal}(0, \sigma^2)$$

Por consiguiente, C_i toma un valor máximo y un umbral mínimo cero en forma de modelo Tobit censurado (Tobin 1958), con una variable $C_i > 0$ para los grupos de tratamiento y $C_i = 0$ para el grupo control⁶. De este modo, se espera que el modelo capture una medida más precisa del impacto del microcrédito. Observe que el modelo Tobit implica que las probabilidades de observar $C_i > 0$ y $C_i = 0$ son $\phi \cdot$ y $p(C_i^* < 0) = \Phi(0)$, respectivamente, donde $\phi \cdot$ y $\Phi \cdot$ denotan la función de densidad y la función de densidad acumulativa de la normal estándar, respectivamente. Estas propiedades son similares a las existentes en el método Heckman; sin embargo, la función logarítmica de impacto del microcrédito toma ahora la siguiente forma:

$$\ln L = \sum_{C_i > 0} \left(-\ln \sigma + \ln \phi \left(\frac{C_i - X_i\beta_c}{\sigma} \right) \right) + \sum_{C_i = 0} \ln \left(1 - \Phi \left(\frac{X_i\beta_c}{\sigma} \right) \right) \quad (16)$$

la cual genera la función media condicional de la variable observada de la demanda de crédito, C_i , que está *censurada en cero* para los grupos de control y tiene perturbaciones distribuidas normalmente, lo que puede usarse para estimar los determinantes del nivel del crédito tanto para los grupos de tratamiento como para el grupo control⁷. Esta es la razón fundamental de adoptar una ecuación de especificación Tobit. Si no existiera censura en la distribución, el modelo Tobit resultaría inapropiado para la medición de impacto del microcrédito (véase Maddala 1999).

Estimamos una función de demanda de microcrédito para el nivel de participación en el programa, que es determinada por los efectos marginales del préstamo tomado durante el último ciclo crediticio de tal forma que:

$$C_i = \alpha_c + X_i\beta_c + Z_i\gamma + L_i\theta_c + u_i^c \quad (17)$$

donde X_i y L_i son los mismos vectores de las características del hogar y de los mercados de crédito, respectivamente, que fueron derivados previamente en la ecuación (11); Z_i es un vector de variables observables distintas de las contenidas en X_i que afectan a C_i pero no a la variable de ingreso, las cuales desempeñan el papel de instrumentos de identificación. α_c es el coeficiente de la pendiente, β_c , γ y θ_c son los parámetros desconocidos, mientras que u_i^c es el término de error que captura las características no medidas del hogar que determinan la demanda de crédito. De esta forma, la función para el ingreso por equivalente de adulto, que depende del nivel de participación en el programa C_i toma la siguiente forma:

$$Y_i = \alpha_y + X_i\beta_y + L_i\theta_y + C_i\delta + u_i^y \quad (18)$$

donde α_y , β_y , θ_y y δ son el coeficiente de la pendiente y los parámetros desconocidos, respectivamente, mientras que u_i^y es el término de error que captura los determinantes no medidos del ingreso que varían entre hogares. Puesto que C_i se incluye como la variable explicativa en la ecuación (18), debemos identificar un instrumento, además de DISTANCIA, para tratar de capturar los efectos de políticas crediticias que afecten la *cantidad de crédito demandado* y no solo la *accesibilidad* al crédito. Este instrumento debe satisfacer las mismas condiciones que las requeridas por el método Heckman a fin de estimar un procedimiento Tobit en dos etapas, el método al que Amemiya (1984) ha referido como modelo tipo *Tobit III*. De esta forma, derive una ecuación de estimación de la siguiente forma:

$$Y_i = \alpha_y + X_i\beta_y + L_i\theta_y + C_i\delta + R_i\nu + e_i \quad (19)$$

donde R_i y ν son los residuales predecidos de la ecuación Tobit y su parámetro de estimación, respectivamente, mientras que $e_i \equiv u_i^y - E(u_i^y | R_i)$, donde se supone que (e_i, R_i) son independientes de X_i , es decir, $E(e_i | X_i, R_i) = 0$. Los residuales predecidos del Tobit se han calculado utilizando los valores $C_i \geq 0$ en la ecuación (17) durante la primera etapa de estimación para luego incluirlos como regresores adicionales en la ecuación (19) con el objeto de generar estimadores consistentes y eficientes en la ecuación de impacto (véase Wooldridge 2003). La hipótesis nula de ausencia de sesgo de selección es puesta a prueba en forma similar al procedimiento Heckman; sin embargo,

ahora se usa la estadística t robusta de heterocedasticidad en la segunda etapa sobre los residuales precedidos: si $\nu \neq 0$, entonces existen problemas de endogeneidad.

Para ello, se identificó como la variable instrumental adicional a DISTANCE, la duración de la membresía en el programa de microcrédito en número de años. Dado el efecto de los préstamos progresivos, los cuales son mecanismos de incentivo ampliamente utilizados por programas de microcrédito para lidiar con el riesgo moral y reducir los costos operativos de préstamo, se asume que dicha variable, la cual ha sido codificada como MEMBRESÍA, este correlacionada con el monto de crédito demandado.

Cuando se estimó la ecuación (17) con DISTANCIA y MEMBRESÍA como instrumentos de identificación en el vector Z_i , los valores p de la estadística t para el coeficiente γ para cada uno de los programas de microcrédito rechazaron la hipótesis nula de $H_0: \gamma = 0$, lo que refleja la correlación estadísticamente significativa entre el monto de crédito demandado, C_i y dichas variables instrumentales; sin embargo, cuando se incluyó Z_i en la ecuación de impacto (18), la estimación de parámetro γ aceptó la hipótesis nula de ausencia de correlación contra la variable de ingreso (véase la tabla 6)⁸. Como resultado, se pudo utilizar a DISTANCIA y MEMBRESÍA como variables instrumentales para llevar a cabo el método de selección tipo Tobit III.

Tabla 6. Instrumentos de identificación para la ecuación de selección Tobit

Variable dependiente de la ecuación (17) : logaritmo del monto máximo de crédito tomado en préstamo (LGMAXCREDIT)

Variable dependiente de la ecuación (18): logaritmo del ingreso mensual por equivalente de adulto 1 en pesos de 2004 (LGINCOMEPAE1)

| | FINCOMÚN | | CAME | | PROMUJER | |
|-----------|--------------------|------------------|--------------------|-----------------|---------------------|------------------|
| | Ecuación (17) | Ecuación (18) | Ecuación (17) | Ecuación (18) | Ecuación (17) | Ecuación (18) |
| MEMBRESÍA | 2.235 (6.80)*** | -0.024 (0.19) | 2.074 (6.78)*** | 0.018 (0.29) | 5.487 (10.36)*** | -0.003 (1.22) |
| DISTANCIA | 0.060 (2.60)** | -0.001 (0.41) | 0.058 (1.76)* | 0.004 (0.88) | 0.042 (2.84)*** | 0.340 (1.65) |

El valor absoluto de la estadística t aparece entre paréntesis

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

Note que los residuales precedidos en la segunda etapa de la ecuación de selección Tobit presentada en la tabla 7 -los cuales son codificados como RESID, reportan niveles insignificativos en los parámetros ν , lo cual confirma, al igual que en el procedimiento Heckman, la suposición de ausencia de sesgo de selección. En este sentido, la evidencia empírica sugiere que los niveles crecientes de crédito obtenido son determinados exógenamente mediante políticas crediticias de los programas de microcrédito, las cuales están correlacionados en forma lineal con los planes de préstamos progresivos.

Con el propósito de confirmar el supuesto de exogeneidad en el proceso crediticio, he adoptado el método de Hausman (Hausman 1978) para poner a prueba, bajo la hipótesis nula, la suposición de que la matriz asintótica de covarianza del estimador de mínimos cuadrados ordinarios no es sistemáticamente mayor a la ecuación de selección de tipo Tobit III. En otras palabras, se examina bajo la hipótesis nula si $p \lim \mathbf{d} = 0$, donde $\mathbf{d} = \mathbf{b}_{2S-Tobit} - \mathbf{B}_{OLS}$, mientras que bajo la hipótesis

alternativa, $p \lim \mathbf{d} \neq 0$. Siguiendo a Greene (2003:83) calculamos la estadística Hausman en STATA de la siguiente manera:

$$H = (\hat{b}_{2S-Tobit} - \hat{B}_{OLS})' Est.Asy. Var[\hat{b}_{Tobit-III}] - Est.Asy. Var[\hat{B}_{OLS}]^{-1} \hat{B}_{OLS} - \hat{b}_{Tobit-III} \xrightarrow{d} \chi^2(J).$$

Los resultados del método Hausman son: $\chi^2(13) = 0.24$, $\chi^2(13) = 0.13$, y $\chi^2(12) = 2.11$ para la muestra de miembros de Fincomún, CAME y Promujer, respectivamente. Por consiguiente, no se puede rechazar la hipótesis nula de que \hat{B}_{OLS} y $\hat{b}_{2S-Tobit-III}$ son consistentes, y que \hat{B}_{OLS} es eficiente con relación a $\hat{b}_{Tobit-III}$. En este sentido, al seguir un criterio geográfico durante el proceso de recolección de datos, se pudo controlar los posibles problemas de *endogeneidad* atribuibles a la heterogeneidad de factores tales como precios locales, infraestructura, y salarios, lo cual permitió enfocarse en los resultados obtenidos de la ecuación de mínimos cuadrados ordinarios presentados en la tabla 7.

Tabla 7 El impacto del crédito sobre los ingresos familiares

Variable explicativa endógena (en la ecuación : Logaritmo del monto máximo de crédito (LGMAXCREDIT))

| | Codigo | FINCOMUN | | CAME | | PROMUJER | | Muestra conjunta | |
|---|-------------|--------------------|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|--------------------|--------------------|
| | | MCO | Tobit III | MCO | Tobit III | MCO | Tobit III | MCO | Tobit III |
| Variable dependiente (Y_i en la ecuación 19): | LGMAXCREDIT | 0.065 (2.82)*** | 0.070 (1.41) | 0.014 (0.80) | 0.003 (0.09) | 0.015 (0.83) | -0.043 (0.94) | 0.037 (3.67)*** | 0.044 (2.38)** |
| logaritmo del ingreso mensual per cápita en pesos de 2004 (LGINCOMEPC) | RESID | | -0.007 (0.12) | | 0.012 (0.41) | | 0.048 (1.30) | | -0.008 (0.42) |
| Variable dependiente (Y_i en la ecuación 19): | LGMAXCREDIT | 0.064 (2.88)*** | 0.075 (1.57) | 0.015 (0.89) | 0.003 (0.07) | 0.015 (0.79) | -0.049 (1.12) | 0.036 (3.77)*** | 0.045 (2.51)** |
| logaritmo del ingreso mensual por adulto equivalente 1 en pesos de 2004 (LGINCOMEPAE1) a/ | RESID | | -0.014 (0.25) | | 0.014 (0.47) | | 0.052 (1.46) | | -0.010 (0.52) |
| Variable dependiente (Y_i en la ecuación 19): | LGMAXCREDIT | 0.070 (3.21)*** | 0.085 (1.96)* | 0.012 (0.77) | 0.004 (0.14) | 0.010 (0.56) | -0.045 (1.03) | 0.037 (3.91)*** | 0.050 (2.87)*** |
| logaritmo del ingreso mensual por adulto equivalente 2 en pesos de 2004 (LGINCOMEPAE2) b/ | RESID | | -0.019 (0.39) | | 0.008 (0.28) | | 0.045 (1.28) | | -0.016 (0.89) |
| Variable dependiente (Y_i en la ecuación 19): | LGMAXCREDIT | 0.070 (3.24)*** | 0.086 (1.94)* | 0.010 (0.69) | 0.004 (0.12) | 0.010 (0.55) | -0.047 (1.10) | 0.037 (3.89)*** | 0.050 (2.87)*** |
| logaritmo del ingreso mensual por adulto equivalente 3 en pesos de 2004 (LGINCOMEPAE3) c/ | RESID | | -0.019 (0.39) | | 0.007 (0.25) | | 0.047 (1.34) | | -0.016 (0.84) |

Las estadísticas robustas t aparecen entre paréntesis

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

† El procedimiento Heckman transforma LGMAXCREDIT en una variable dicotómica para el grupo de tratamiento = 1 si $I_i > 0$

a/ IAE1 sigue el método desarrollado por Rothbarth (1943).

b/ IAE2 sigue el método desarrollado por Wagstaff y van Doorslaer (1998).

c/ IAE3 sigue las escalas modificadas de la OCDE con base en Hagenarrs et. al, (1998).

La estimación de parámetro δ de la variable de impacto, C_i , reporta signos positivos para cada programa de microcrédito; sin embargo, los coeficientes son solo significativamente diferentes de cero en el caso de Fincomún. Los resultados sugieren que un aumento del 1% en el monto de crédito obtenido por parte de Fincomún conlleva un impacto positivo en el ingreso por adulto equivalente de orden 0,064%, *ceteris paribus*. Este resultado es importante por dos razones:

Primero, confirma los hallazgos obtenidos del método Heckman, los cuales son reportados en la tabla 5; sin embargo, al substituir I_i por la variable C_i se pudo descontar los efectos de la antigüedad de membresía sobre el impacto medio del microcrédito. Segundo, el resultado confirma los descubrimientos reportados en otros estudios que aducen a impactos marginales o insignificativos del microcrédito sobre el ingreso (véase por ejemplo Morduch 1998; Coleman 1999 para resultados de estudios aleatorios cuasi-experimentales, y Banerjee *et al* (2009), así como Karlan y Zinman (2009) para resultados de estudios experimentales aleatorios). Ahora, con base en la evidencia reportada por Hulme y Mosley (1996), se considera la siguiente proposición:

Proposición 1: La magnitud del impacto del microcrédito sobre la pobreza absoluta de ingreso es mayor entre los hogares con mejores niveles de bienestar.

A fin de poner a prueba dicha proposición, en la siguiente sección 4 se examina la relación entre la severidad de privación de ingreso y el impacto del microcrédito.

4. El impacto del microcrédito sobre la pobreza de ingreso

Con el objeto de estimar la incidencia de pobreza entre los participantes de programas de microcrédito, se adoptaron los criterios de Sedesol (2002) para derivar tres distintos umbrales de privación de ingreso para áreas urbanas⁹:

- 1) Una línea de pobreza basada en una canasta básica de alimentos que identifica el umbral más bajo de ingreso requerido para satisfacer las necesidades mínimas de nutrición a fin de mantener una vida saludable. Este umbral, denominado aquí como PL1, es estimado en 784,5 pesos mensuales por individuo y mide la incidencia de *pobreza extrema*.
- 2) Una línea de pobreza basada en capacidades individuales, la cual adhiere a la canasta básica alimenticia, otros componentes tales como gastos médicos y de educación. Este umbral denominado aquí como PL2, es calculado en 1.507,5 pesos mensuales por individuo y es utilizado como línea de pobreza de referencia.
- 3) Una línea de pobreza basada en activos – referida aquí como PL3, la cual mide la incidencia de *pobreza moderada* y es estimada en 1881 pesos mensuales por individuo.

Con fines comparativos, también se derivó la línea de pobreza de US \$2 diarios por individuo utilizada por el Banco Mundial. El uso de varios umbrales críticos de privación humana se justifica por dos razones: primero, existe un amplio reconocimiento de que las líneas convencionales de pobreza del Banco Mundial son demasiado bajas dados los precios existentes en México. Segundo, al calcular varias líneas de pobreza podemos analizar la profundidad de penetración de los

programas de microcrédito en cuestión, y medir la magnitud de los impactos de la pobreza por nivel de privación. La estimación de la incidencia de pobreza y la brecha de pobreza se presenta en la tabla 8.

Tabla 8. Incidencia de pobreza y brecha de pobreza entre los participantes en los programas
Cifras en porcentajes

| Concepto | FINCOMÚN | | CAME | | PROMUJER | |
|--|----------|------------------|---------|------------------|----------|------------------|
| | Control | Trata- miento | Control | Trata- miento | Control | Trata- miento |
| Global | 34,5 | 65,5 | 39,1 | 60,9 | 44,7 | 55,3 |
| Línea de pobreza basada en activos (PL3) | | | | | | |
| ≤ 1881 pesos por mes | 73,7** | 36,1 | 77,8 | 67,9 | 61,9 | 53,9 |
| Brecha de pobreza | 44,8 | 39,3 | 34,1 | 25,4 | 23,3 | 30,6 |
| Profundidad de pobreza (en pesos) | 842 | 738 | 642 | 477 | 439 | 576 |
| Línea de pobreza basada en aptitudes (PL2) | | | | | | |
| ≤ 1507,5 pesos por mes | 63,2*** | 27,8 | 50,0 | 42,9 | 33,3 | 38,5 |
| Brecha de pobreza | 38,1 | 36,2 | 35,0 | 20,2 | 17,5 | 21,2 |
| Profundidad de pobreza (en pesos) | 574 | 545 | 527 | 304 | 263 | 319 |
| Línea de pobreza basada en alimentos (PL1) | | | | | | |
| ≤ 784,5 pesos por mes | 15,8 | 11,1 | 11,2 | 0 | 0 | 3,9 |
| Brecha de pobreza | 43,4 | 28,2 | 13,5 | 0 | 0 | 5,1 |
| Profundidad de pobreza (en pesos) | 341 | 221 | 106 | 0 | 0 | 43 |
| Línea de pobreza del Banco Mundial | | | | | | |
| ≤ US\$ 2 por día | 15,8 | 8,3 | 5,6 | 0 | 0 | 0 |
| Brecha de pobreza | 33,6 | 23,7 | 1,1 | 0 | 0 | 0 |
| Profundidad de pobreza (en pesos) | 225 | 159 | 7 | 0 | 0 | 0 |

Las asociaciones estadísticamente significativas en las tabulaciones cruzadas se indican por los valores de Ji cuadrada para la celda en general en los niveles de significación 0.001 (*); 0,01 (**); 0,05 (***); y 0,1 (****).

Los resultados observan una mayor incidencia de pobreza entre los hogares de tratamiento de CAME y Promujer que en Fincomún; sin embargo, solo en el caso de Fincomún hallamos, cuando se calculan las líneas de pobreza PL3 y PL2, una relación significativa entre los grupos de tratamiento y de control en relación con la incidencia de pobreza. La brecha estimada de pobreza también muestra una mayor distancia entre los ingresos reales y la línea de pobreza entre los participantes en Fincomún que entre los participantes en CAME y Promujer. Los prestatarios pobres de Fincomún tendrían que cubrir un déficit promedio de ingresos de 545 pesos por mes para poder cruzar la línea de pobreza PL2, mientras que los prestatarios pobres de CAME y Promujer tenían que cubrir 304 y 319 pesos, respectivamente.

La evidencia empírica sugiere que ciertos programas de microcrédito -en este caso Fincomún, reportan resultados significativos en términos de impactos de la pobreza, pero solo entre los hogares más cercanos a la línea de pobreza, como es sugerido en la Proposición 1. Otros programas de microcrédito, por ejemplo CAME y Promujer, parecen ser más eficaces en obtener impactos sobre la brecha de pobreza pero, al hacerlo, reportan impactos insignificantes sobre la incidencia de pobreza. Con el fin de examinar esto con mayor detalle, he calculado los efectos marginales del crédito con relación a las líneas de pobreza, mediante el uso de una ecuación de estimación de tipo Probit la cual toma la siguiente forma:

$$PL_i = \alpha_i + \delta C_i + u_i \quad (20)$$

donde PL_i es una variable binaria que toma los valores

$$PL_i \begin{cases} 1 \text{ si el hogar } i^{\text{esimo}} \text{ está por debajo de la línea de pobreza} \\ 0 \text{ si no lo esta} \end{cases}$$

y C_i es la misma variable continua utilizada en la ecuación (19) que mide el monto máximo de crédito, expresado en forma logarítmica. Hemos estimado la ecuación (20) con PL_i adoptando diferentes líneas de pobreza y utilizando *de cajón*, el ingreso por adulto equivalente IAE1. También he estimado la ecuación (20) con la variable dicotómica I_i que ha sido empleada en el método Heckman. Dicha variable, que es incluida en sustitución de C_i , observa un valor $I = 1$ para los hogares del grupo de tratamiento y $I = 0$ para los hogares del grupo control. Al incluir I_i en la ecuación Probit, se puede estimar *el impacto de la participación de un hogar pobre en un programa de microcrédito sobre la probabilidad de continuar por debajo de la línea de pobreza, mientras que al calcular los efectos marginales de C_i se logra estimar el impacto de un cambio relativo en el monto de crédito tomado por un hogar pobre sobre la probabilidad de continuar por debajo de la línea de pobreza.* Los resultados se presentan en la tabla 9.

Tabla 9. Probit: efecto de la participación sobre la probabilidad de pobreza crónica
Variables explicativas: C_i es el logaritmo del monto máximo de crédito tomado en préstamo (LGMAXCREDIT).

I_i es una variable dicotómica para el grupo de tratamiento = 1

| Variable independiente: Variable dicotómica = 1 si IAE1 ≤ línea de pobreza a/ | | FINCOMÚN | | CAME | | PROMUJER | | Muestra conjunta | |
|---|------------------------------------|---------------------|---------------------|------------------|------------------|--------------------|------------------|--------------------|--------------------|
| | | con I_i | con C_i | con I_i | con C_i | con I_i | con C_i | con I_i | con C_i |
| Línea de pobreza del Banco Mundial ≤ US \$2 por día | Coef. | -0,379 (0,82) | -0,051 (1,12) | | | | | -0,350 (0,98) | -0,419 (1,08) |
| | $\frac{\partial \Phi}{\partial X}$ | -0,074 (0,82) | -0,009 (1,12) | | | | | -0,036 (0,98) | -0,003 (1,08) |
| | | | | | | | | | |
| Incidencia de pobreza extrema PL1 ≤ 784.5 pesos por mes | Coef. | -0,217 (0,49) | -0,029 (0,66) | | | 0,178 (5,83)*** | | -0,229 (0,72) | -0,027 (0,79) |
| | $\frac{\partial \Phi}{\partial X}$ | -0,046 (0,49) | -0,006 (0,66) | | | 0,003 (5,83)*** | | -0,031 (0,72) | -0,003 (0,79) |
| | | | | | | | | | |
| Incidencia de pobreza PL2 ≤ 1507.5 pesos por mes | Coef. | -0,925 (2,49)** | -0,100 (2,58)*** | -0,180 (0,47) | -0,019 (0,47) | -0,137 (0,36) | -0,013 (0,29) | -0,327 (1,53) | -0,390 (1,67)* |
| | $\frac{\partial \Phi}{\partial X}$ | -0,353 (2,49)** | -0,038 (2,58)*** | -0,071 (0,47) | -0,007 (0,47) | -0,051 (0,36) | -0,005 (0,29) | -0,127 (1,53) | -0,015 (1,67)* |
| | | | | | | | | | |
| Incidencia de pobreza moderada PL3 ≤ 1881 pesos por mes | Coef. | -0,989 (2,61)*** | -0,108 (2,73)*** | -0,301 (0,72) | -0,030 (0,70) | -0,206 (0,55) | -0,029 (0,64) | -0,467 (2,15)** | -0,055 (2,31)** |
| | $\frac{\partial \Phi}{\partial X}$ | -0,375 (2,61)*** | -0,043 (2,73)*** | -0,099 (0,72) | -0,010 (0,70) | -0,080 (0,55) | -0,011 (0,64) | -0,178 (2,15)** | -0,021 (2,31)** |
| | | | | | | | | | |

Las estadísticas robustas z aparecen entre paréntesis

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%

a/ El ingreso por equivalente de adulto 1 (IAE1) sigue a Rothbarth (1943)

El coeficiente de la pendiente de C_i reporta signos negativos cuando se incluyen PL2 y PL3 como umbrales de privación de ingreso; sin embargo, solo son estadísticamente significativos en el caso de Fincomún. *Ceteris paribus*, un cambio relativo de x% en el monto de crédito tomado por parte de

hogares pobres tiene un impacto en la disminución de la probabilidad de continuar por debajo de la línea de pobreza de ingreso PL2 de aproximadamente $-0,038x\%$, y la magnitud de este impacto es marginalmente mayor ($-0,043x\%$) cuando se incluye la línea de pobreza PL3 como la medida de referencia de pobreza absoluta. Aunque el parámetro δ reporta signos negativos cuando se usa PL1 como la línea de pobreza, la significación estadística no es diferente de cero. En otras palabras, el estudio no halla evidencia de impactos del microcrédito sobre la pobreza extrema.

Los resultados también reportan, en el caso de Promujer, un coeficiente positivo y con significancia estadística cuando se usa la línea de pobreza PL1 en la ecuación de estimación. Esto sugiere que un cambio relativo en la cantidad de crédito tomada por parte de una mujer que vive en pobreza extrema aumenta la probabilidad de que se mantenga en dicho nivel de pobreza. Aunque el coeficiente de pendiente muestra signos negativos en el caso de CAME, no se halla significancia estadística para confirmar impactos del microcrédito sobre la pobreza. Es importante resaltar que estos resultados se deben interpretar con reserva dado el número relativamente pequeño de participantes que reportaron ingresos por debajo de la línea de pobreza extrema PL1.

De todas formas, los resultados parecen confirmar la Proposición 1 respecto a mayores impactos entre los hogares que se hallan en los límites superiores (es decir moderados) de privación. Esto no debe sorprendernos puesto que, como lo señalan Hulme y Mosley: *“los que reciben ingresos más altos tiene un mayor rango de oportunidades de inversión, más información sobre las condiciones de mercado y pueden tomar mayores riesgos que los hogares más pobres sin poner en riesgo la satisfacción de sus necesidades mínimas de supervivencia”* (1996:109).

De estos resultados surge una pregunta obvia: ¿por qué hay diferencias de impacto entre programas de microcrédito aun cuando estos operan en condiciones similares de mercado? Durante el proceso de recolección de datos, un gran porcentaje de prestatarios $-97,2\%$ en el caso de Fincomún y $78,6\%$ y 100% en los casos de CAME y Promujer, respectivamente) informaron haberse ocupado de actividades generadoras de ingreso que a menudo se realizaban en mercados lejanos a su lugar de residencia. Al parecer los hogares de bajos ingresos en áreas urbanas a menudo recorren, a diferencia de lo que ocurre en el contexto rural, grandes distancias en busca de medios de sustento.

Los grupos de tratamiento de Fincomún, por ejemplo, invertían en promedio 78 minutos en un viaje de regreso desde su lugar de trabajo hasta la sucursal, mientras que los miembros de los grupos de tratamiento de CAME y Promujer viajaban 65 y 82 minutos, respectivamente. Evidencia cualitativa de este estudio reveló que los participantes en los programas de microcrédito de CAME y Promujer mostraban inconformidad por la rigidez de los mecanismos de monitoreo crediticio, tales como sesiones grupales periódicas de repago¹⁰. Para ilustrar esto, considere los siguientes extractos de entrevistas a prestatarios:

Caso 1: La Sra. T vivía en el Valle del Chalco y ha sido miembro de uno de los bancos comunitarios de CAME por casi siete años. Ella vende zapatos en mercados ambulantes (conocidos en México como *tianguis*) durante días específicos de la semana. Por esa razón, viaja de plaza en plaza en la Ciudad de México. Cuando se le pidió dar su opinión sobre CAME, respondió: *“No puedo hacer pagos cada semana, no tengo problemas con los intereses pero no me gusta cuando ellos (los asesores de crédito) nos obligan a venir semanalmente. Sabe, tengo un negocio que atender, y esta bastante lejos...”* (Entrevista: Int2-11032004).

Caso 2: La Sra. C vive en la ciudad de Tula, en el estado de Hidalgo, y ha sido miembro de

Promujer por más de un año. Ella vende productos para el hogar entre parientes y vecinos además de vender en *tianguis*. Dado que tiene tres hijos pequeños, solo puede trabajar dos horas al día. Cuando se le pidió dar su opinión sobre Promujer, respondió: “*Lo que no me gusta de Promujer es que debemos venir todas las semanas y esperar horas porque las compañeras llegan tarde. Tengo muchos problemas como para estar sentada aquí esperándolas. Y ahora, a causa de las reuniones, no puedo recoger a mis hijos en la escuela. Para serle sincera, voy a salirme del grupo en cuanto termine el ciclo de crédito...*” (Entrevista: Int5-06042004).

Aunque las sesiones grupales de grupo fungen un papel importante en el proceso de monitoreo que permiten a los programas de microcrédito reducir los costos de información, dichos costos son transferidos de manera parcial a los prestatarios, tal y como lo sugiere Stiglitz (1990). El ingreso que los hogares de bajos ingresos en zonas urbanas tienen que renunciar por atender a las sesiones grupales periódicas puede ser significativo.

Pero si los mecanismos de monitoreo exacerban el costo de oportunidad de participación el programas de microcrédito, entonces ¿por qué permanecen los participantes en el programa? Dado que los mercados de crédito en México son fragmentados y, dado que las tasas de interés y los contratos de préstamo ofrecidos por los programas de microcrédito brindan mejores condiciones que los de los competidores cercanos tales como agiotistas, se puede esperar que los prestatarios deciden continuar en el programa para aprovechar los préstamos progresivos y obtener créditos mayores en el futuro, lo que *de facto* genera micro-rationamiento del crédito¹¹. Un cambio en el ingreso del hogar alivia la restricción presupuestaria y, por consiguiente, el costo de oportunidad de la participación en un programa de microcrédito.

5. Conclusiones

Este estudio de impacto es sugerente por dos razones: primero, aunque mejorar el acceso al crédito puede ser un instrumento importante en la lucha contra la pobreza, factores de diseño de los programas pueden limitar la magnitud de los impactos esperados. Los resultados apuntan a un vínculo entre la tecnología crediticia y los impactos sobre la pobreza. La rigidez de los mecanismos de monitoreo utilizados ampliamente por préstamos grupales parecen exacerbar el costo de participación a niveles que socaven la significancia estadística del microcrédito sobre el alivio a la pobreza. En ese contexto, la experimentación se debe estimular y quizás esta deba ser facilitada por agencias del gobierno, tales como PRONAFIM en México, más ir más allá del objetivo estricto de mejorar el acceso al crédito, a fin de innovar en el área de prácticas y tecnología crediticia.

Segundo, si bien se han hallado impactos sobre la pobreza, la magnitud de los impactos es muy pequeña y es solo significativa en los límites o umbrales superiores de pobreza donde se agrupan los hogares que aunque pobres gozan de mejores condiciones de vida. Esto sugiere una relación entre el nivel de bienestar del hogar y los impactos de pobreza, además de validar la proposición 1 esbozada en la sección 3.1.

Es importante subrayar que no se encontró evidencia alguna de impactos del microcrédito sobre la pobreza extrema. Dichos resultados cuestionan la capacidad del microcrédito para reducir la pobreza extrema en áreas urbanas en México y abren la puerta para la discusión y el análisis de otros instrumentos de política que quizá en combinación con el microcrédito pudieran ser más eficaces en la lucha contra la pobreza extrema en áreas urbanas.

Referencias

- Amemiya T. (1984) Tobit models: a survey, en *Journal of Econometrics*, Vol. 84 pp. 3-61
- Banerjee, A. Duflo, E., Glennerster, R. and Kinnan, C. (2009) The miracle of microfinance? Evidence from a randomized evaluation. Mimeo
- Campbell, D. y Stanley, J. (1966) Experimental and Quasi-experimental Designs for Research, en N.L. Gage (Ed), *Handbook of Research on Teaching*, pp. 1-76. Chicago: Rand McNally
- Coleman B. (1999) The impact of group lending in Northeast Thailand, en *Journal of Development Economics*, Vol. 60, pp. 105-141.
- Daley-Harris, S. (2007) State of the Microcredit Summit Campaign. Reporte de 2007.
- Fink, A. y Kosecoff, J. (1985) How to conduct surveys: A step-by-step guide. Beverly Hills, CA: Sage Publications
- Greene W. (2003) *Econometric Analysis*. Prentice Hall, quinta edición.
- Halvorsen R. y Palmquist R. (1980). The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations, en *American Economic Review*, Vol. 70 No. 3, pp. 474-5
- Hagenaars A. de Vos K. y Zaidi A. (1998). 'Patterns of poverty in Europe' en *The Distribution of Welfare and Household Production: International Perspectives*, Cambridge University Press Cambridge
- Hausman J. (1978) Specification test in Econometrics, en *Econometrica*, 46, pp 1251-1271
- Heckman J. (1979) Sample selection bias as a specification error, en *Econometrica*, Vol. 46, pp, 153-61
- Hoff, K y Stiglitz, J (1990). Introduction: Imperfect information and rural markets -Puzzles and policy perspectives, en *World Bank Economic Review*, No. 4, pp. 235-249
- Hulme, D (2000) Impact Assessment Methodologies for Microfinance: Theory, Experience, and Better Practice, en *World Development*, 28(1), pp. 79-98
- Hulme D. y Mosley P. (1996) *Finance against poverty*. Vol. I, II, London: Routledge.
- Karlan, D. and Zinman, J. (2009) Expanding Microenterprise Credit Access: Using Randomized Supply Decisions to Estimate the Impacts in Manila. Mimeo
- Klein L (1961) *An introduction to Econometrics*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, N.J.
- Maddala G. (1999) *Limited dependent and qualitative variables in Econometrics*. Econometric Society Monographs, Cambridge University Press

Morduch J. (1998) Does microcredit really help the poor: new evidence from flagship programs in Bangladesh. Department of Economics and HIID, Harvard University y Hoover Institution, Stanford University.

Morduch J. y Haley B. (2002) Analysis of the effects of microfinance on Poverty Reduction. New York University: documento de trabajo NYU Wagner No. 1014.

Morse J. (1991) Approaches to qualitative-quantitative methodological triangulation, en *Nursing Research*, 40(1), pp. 120-123

Niño-Zarazúa, MA (2009). Microcredit and poverty in Mexico: An impact assessment in urban markets. Berlin: *VDM Verlag*.

Secretaría de Desarrollo Social (Sedesol) (2002) Medición de la Pobreza. Variantes metodológicas y estimación preliminar, Comité Técnico para la Medición de la Pobreza. Serie: documentos de investigación, julio.

Stiglitz, J. (1990) Peer monitoring and mercados de crédito, en *The World Bank Economic Review*, Vol. 4, No. 3, pp. 351-366

Stiglitz, J. y Weiss, A. (1981) 'Credit Rationing in Markets with Imperfect Information' *American Economic Review*, 71, pp 393-410

Pitt, M. y Khandker, S. (1998a) Household and intra-household impact of the Grameen Bank and similar targeted credit programs in Bangladesh, en *Journal of Political Economy*, Vol. 106, 558-596

Pitt, M. y Khandker, S. (1998b) The impact of group-based credit programs on poor households in Bangladesh: Does the gender of the participants matter? en *Journal of Political Economy*, Vol. 106, 958-996

Rothbarth, E. (1943). 'Note on a method of determining equivalent income for families of different composition', en C. Madge (ed.) *War-time Pattern of Saving and Spending*, Cambridge University Press, Cambridge.

Tobin J. (1958) Estimation of relationships for limited dependent variables, en *Econometrica*, Vol. 26, pp. 24-36

Wagstaff y van Doorslaer (1998) Income-related inequalities in health: some international comparisons, en *Journal of Health Economics*, Vol 16, Número 1, pp. 93-112

Wooldridge J. (2002) *Econometric analysis of cross section and panel data*. London: MIT Press.

Notas

¹ Para una discusión detallada, véanse Niño-Zarazúa (2009).

² Para mayor información sobre los instrumentos de recolección de datos, contacte al autor en el correo electrónico miguel.nino@manchester.ac.uk.

³ Véase una discusión detallada de las propiedades del instrumento de identificación en Wooldridge (2002), Greene (2003) y Maddala (1999).

⁴ A fin de estimar estas ponderaciones, se preguntó a los participantes de los programas, la distancia aproximada que recorrían para asistir a las reuniones de grupo.

⁵ Adoptamos la regla de cajón sugerida por Lawrence Klein (1961), para identificar problemas de colinealidad; sin embargo, no se halló evidencia de colinealidad significativa.

⁶ Puesto que tenemos un caso con punta de censura de datos que exige que la variable C_i^* siga una distribución normal homocedástica, usamos una transformación logarítmica en nuestra estrategia de estimación para hacer esta suposición más razonable.

⁷ Si desea más detalles sobre la derivación de las funciones de medio condicional, vea Greene (2003).

⁸ Repetimos la regla empírica de Lawrence Klein (1961) para hacer pruebas de DISTANCIA y MEMBRESÍA en busca de posibles problemas de colinealidad pero no hallamos evidencia de colinealidad.

⁹ Se usó el Índice de Precios al Consumidor para deflactar los niveles de precios en 2004

¹⁰ Fincomún ha abierto recientemente una cuenta en HSBC donde los prestatarios pueden depositar sus pagos semanales. Esta iniciativa ha beneficiado a los prestatarios al reducir los costos de transacción y de oportunidad.

¹¹ El *microracionamiento* refleja una situación en la que incluso los que tienen acceso al crédito están todavía limitados en cuanto a crédito.