



EL COLEGIO DE MÉXICO

CENTRO DE ESTUDIOS ECONÓMICOS

MAESTRÍA EN ECONOMÍA

TRABAJO DE INVESTIGACIÓN PARA OBTENER EL GRADO DE
MAESTRO EN ECONOMÍA

TRANSMISIÓN INTERGENERACIONAL
DEL INGRESO EN MÉXICO

RUBÉN IRVIN ROJAS VALDÉS

PROMOCIÓN 2008-2010

ASESOR:

DR. ISIDRO SOLOAGA

AGOSTO 2010

Agradecimientos

Al pueblo de México, con quien me declaro en deuda infinita, por brindarme la invaluable oportunidad del acceso a la educación pública.

A El Colegio de México, porque durante dos años me aleccionó sin cesar en la economía y en la vida. Agradezco en particular los comentarios y sugerencias de los asistentes a los seminarios de tesis del Centro de Estudios Económicos y de las sesiones del *Empirical Microlunch*, que sin duda enriquecieron el presente trabajo.

A Rubén, Maricela y Petra, porque su ejemplo de perseverancia me alienta para seguir el objetivo de ser una mejor persona en la vida. Especialmente a Lynette, quien representa un motivo para sobreponerme a la adversidad. El soporte, la comprensión y el aliento que me han brindado en la vida quedan impresos en mis méritos profesionales y personales.

A Isidro Soloaga, por su dedicación como asesor del presente trabajo, por su paciencia como profesor y por su guía en el apasionante campo del desarrollo económico.

A la Fundación Espinosa Rugarcía y al Centro de Estudios Espinosa Yglesias por el apoyo a la presente investigación, en el marco del Programa de Becarios CEEY.

A Misael, César, Andrés e Isabel, porque durante estos dos años su compañía tornó amables los momentos duros.

“El producto del trabajo mental - la ciencia - estará siempre muy por debajo de su valor, pues el tiempo laboral necesario para replicarlo no tiene relación con el tiempo laboral requerido para su producción original.” C. Marx

Resumen

Aunque la definición de movilidad social varía de estudio a estudio, se entiende como movilidad social al proceso mediante el cual los individuos ascienden o descienden a lo largo de la jerarquía social relativa. Desde un punto de vista sociológico, la jerarquía social está definida por las distintas clases sociales u ocupacionales. En cambio, en la literatura económica, la jerarquía social se define en términos de ingreso o salarios. Una de las formas en que la literatura económica analiza el grado de movilidad social es a través de la transmisión intergeneracional del ingreso. La presente investigación estima la elasticidad intergeneracional del ingreso en México empleando el método de mínimos cuadrados en dos etapas en dos muestras y un pseudopanel. La elasticidad estimada está entre 0.31 y 0.54 con el primer método y 0.60 con el segundo. Una elasticidad de 0.31 a 0.54 sugiere un grado de movilidad social mayor al de otros países latinoamericanos para los cuales existen estudios comparables. Empleando regresiones cuantil, no se encontró evidencia de la presencia de restricciones de crédito. La magnitud de la elasticidad intergeneracional, junto con la ausencia de restricciones de crédito podrían explicarse por la expansión de la cobertura educativa verificada en México en las últimas décadas, que estaría obrando en favor de los individuos menos habilitados. En la aplicación empírica realizada, la estimación de la elasticidad intergeneracional del ingreso mostró ser sensible a la edad de los individuos en la muestra, particularmente a la edad de los hijos considerada. Se analiza el papel de la educación en la transmisión intergeneracional del ingreso, mostrando que, como la teoría lo predice, la inversión en capital humano juega un papel fundamental en la transmisión de ingresos a los hijos. La evidencia sugiere que el efecto es mayor en la parte alta de la distribución condicional de ingresos, por lo que políticas encaminadas a mejorar los indicadores educativos en los individuos menos hábiles contribuirían a reducir la desigualdad.

Índice general

Agradecimientos	III
Resumen	VII
Introducción: importancia del estudio de la movilidad social	1
1. La medición de la transmisión intergeneracional del ingreso	5
1.1. Estudios con datos en panel	5
1.2. Estudios con datos en sección cruzada	6
1.3. Otros enfoques en la literatura	7
2. Marco teórico	9
2.1. Modelo básico de Becker y Tomes	9
2.2. Un modelo con restricciones de crédito	11
2.3. Método de mínimos cuadrados en dos etapas en dos muestras	15
2.4. Regresión cuantil	17
2.5. Pseudopanel	18
3. Datos	21
3.1. Selección de la muestra de hijos	21
3.2. Selección de la muestra de padres	23
4. Resultados	27
4.1. Mínimos cuadrados en dos etapas en dos muestras	27

4.1.1.	Primera etapa: estimación de los ingresos del padre	27
4.1.2.	Segunda etapa: estimación de la elasticidad intergeneracional del ingreso .	30
4.1.3.	Estimación de la elasticidad intergeneracional en grupos de edad	32
4.2.	Estimación por regresión cuantil	33
4.3.	La educación como canal de transmisión intergeneracional del ingreso	35
4.4.	Estimación de pseudopanel	37
5.	Discusión	41
	Conclusiones	47
	Anexos	49
	Anexo A. Supuestos suficientes para la estimación en dos muestras	50
	Anexo B. Tablas	53
	Anexo C. Figuras	69
	Referencias	85

Introducción: importancia del estudio de la movilidad social

Aunque la definición de movilidad social varía de estudio a estudio, se entiende como movilidad social al proceso mediante el cual los individuos ascienden o descienden a lo largo de la jerarquía social relativa. Desde un punto de vista sociológico, la jerarquía social está definida por las distintas clases sociales u ocupacionales. En cambio, en la literatura económica, la jerarquía social se define en términos de ingreso o salarios. Para Behrman (2000), “movilidad social” es usada por los científicos para referirse a los movimientos de agentes específicos entre periodos en términos de indicadores de estatus socioeconómico. La idea general que el concepto conlleva es la dependencia de las condiciones iniciales de los logros o resultados alcanzados por los individuos a lo largo de sus vidas (como el ingreso, la educación, la habilidad, entre otros) y la persistencia de características socioeconómicas de una generación a otra.

Para analizar el grado de movilidad social es necesario tener alguna medida de la desigualdad social para poder relacionar un cambio en dicha medida con movimientos a lo largo de la distribución de la jerarquía social. La literatura de movilidad intergeneracional del ingreso estudia en qué grado los niveles de ingreso son transmitidos de una generación a la siguiente. Con la metodología empleada en esta literatura se estima la elasticidad intergeneracional del ingreso como un indicador de la desigualdad de oportunidades en una sociedad. Los avances econométricos y de disponibilidad de datos han permitido, principalmente para países desarrollados, la estimación cada vez más precisa de este parámetro.

El estudio de la desigualdad de ingresos en una sociedad es importante desde dos puntos de vista.

Desde el primero, un enfoque normativo con fundamentos filosóficos y éticos, la desigualdad atenta contra los conceptos de justicia y equidad que se supondrían deseables en una sociedad. No existen razones por las cuales los individuos deban ser tratados diferentes en término de su acceso a los recursos económicos.

La literatura reciente diferencia la desigualdad debida al esfuerzo de la desigualdad debida a las circunstancias. Bajo este enfoque, la desigualdad que obedece a diferentes niveles de esfuerzo aplicado por los individuos en una tarea es tolerable, aunque no por ello deseable. Por otro lado, la desigualdad que se explica por diferencias en circunstancias es siempre intolerable. Una situación en la que la riqueza de los padres y su acceso a recursos hace que los niños comiencen sus vidas en desiguales circunstancias no es posible de defender desde un punto de vista ético.

Desde un punto de vista positivo, la desigualdad tiene efectos funcionales negativos en un sistema económico, por lo que la reducción de la desigualdad es una condición necesaria para mejorar las condiciones generales de producción y consumo de una economía. Entre los efectos funcionales que se reconocen en la literatura a nivel teórico se encuentran los efectos sobre el crecimiento económico, sobre la tasa de ahorro, sobre la política redistributiva, sobre la composición de la demanda, sobre el mercado de capitales y sobre las restricciones crediticias, por mencionar algunos.

De hecho, algunos autores consideran que uno de los resultados positivos de las reformas económicas orientadas a promover una economía de mercado, como la apertura financiera y comercial, la desestatización de la economía y el libre mercado de factores de la producción, es una constante expansión de las oportunidades de movilidad social para la población (Cortés y Escobar (2005), Featherman et al. (1975)).

A pesar de la caída significativa en los últimos 10 años, la desigualdad del ingreso y los niveles de pobreza en México son los más altos entre los países de la OCDE: una y media veces mayores que en un país típico de la OCDE y dos veces mayores que un país de baja desigualdad como Dinamarca (Organisation for Economic Co-operation and Development (2009)). Incluso en el contexto de América Latina, la región más desigual del mundo, México presenta niveles de desigualdad, medidos por el coeficiente de Gini, mayores que los de Uruguay, Venezuela, Argentina, Costa Rica,

El Salvador y Perú (Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (2010)).

En un país con altos niveles de desigualdad y pobreza, el análisis de la transmisión intergeneracional y la influencia de la educación en la correlación de ingresos entre generaciones son útiles en sí mismos y por sus implicaciones de política, pues si la educación resulta influir poco en la transmisión del ingresos, el gasto educativo no estaría justificado desde el punto de vista redistributivo. Además, al analizar la influencia de la educación en distintos puntos de la distribución condicional de ingresos es posible identificar el tipo de familias en las que la educación juega un papel más importante en la transmisión de ingresos.

El presente trabajo es el primero para México que estudia la movilidad social a través de la transmisión intergeneracional del ingreso, y en particular, el primero que emplea el método de mínimos cuadrados en dos etapas en dos muestras (popular en la literatura de transmisión del ingreso pero que demanda datos no siempre disponibles) para estimar la elasticidad intergeneracional del ingreso, por lo que sus resultados son comparables con los obtenidos para otros países, en estudios que emplean una metodología similar.

Capítulo 1

La medición de la transmisión intergeneracional del ingreso

1.1. Estudios con datos en panel

La forma más común de obtener una medida del grado en que el estatus económico se transmite de una generación a otra es estimar la elasticidad intergeneracional del ingreso (popularizado en la literatura simplemente como β), empleando el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para estimar una regresión de una medida logarítmica del ingreso de largo plazo de un grupo de individuos identificados como “hijos” en función de una medida logarítmica de sus padres, controlando con un polinomio de edad de ambos, padres e hijos. La interpretación de la elasticidad intergeneracional, por ejemplo de $\beta = 0.33$ es que si un padre excede la media del ingreso de su cohorte en 30 %, entonces el modelo predice que su hijo excederá la media de ingresos de su cohorte en 10 % = $0.33 * 30$ %.

La disponibilidad de datos en panel para países desarrollados permite observar en un punto del tiempo a los padres (por ejemplo, observar a un padre en 1970 a la edad de 30 años con un hijo recién nacido) y luego observar a su hijo varios años después (observar al hijo en 2010 cuando el padre tiene ya 70 años y el hijo está en la edad más productiva de su vida). Esta estrategia ha

permitido la estimación de β en los trabajos de Solon (1992, Estados Unidos, $\beta = 0.53$), Dearden et al. (1997, Inglaterra, $\beta = 0.58$), Couch y Dunn (1997, Alemania, $\beta = 0.11$), Österbacka (2001, Finlandia, $\beta = 0.15$) y Lillard y Kilburn (Malasia, 1995, $\beta = 0.13$). Solon (2002) realiza una revisión más amplia de los estudios de transmisión intergeneracional del ingreso.

La forma de estimación, que parece simple en primera instancia, presenta al menos tres complicaciones:

- Que la estimación de la elasticidad implica la estimación por MCO de una regresión que incluye los ingresos de largo plazo de padres e hijos. Sin embargo, las fuentes de información empleadas en la literatura (encuestas o censos) contienen la información sobre los ingresos que reportan los encuestados en un momento del tiempo.
- Que los datos en forma de panel, sin embargo, no están disponibles para la mayoría de los países en vías de desarrollo, por lo que se requieren otras estrategias para la estimación del grado de persistencia de ingresos entre generaciones, empleando datos de sección cruzada.
- Que los estudios con datos de panel o sección cruzada estiman la elasticidad intergeneracional tomando padres entre 30 y 50 años aproximadamente, e hijos entre 25 y 40 años (los rangos varían de estudio a estudio). Sin embargo, como se mostrará más adelante, la edad en que se eligen a los individuos para la estimación de β determinan de manera importante la magnitud del estimador

Las implicaciones de estos puntos son abordadas con detalle en la presente investigación.

1.2. Estudios con datos en sección cruzada

La carencia de datos en forma de panel en los países en desarrollo supone que es imposible la estimación de la elasticidad intergeneracional. Sin embargo, haciendo uso de los desarrollos teóricos de Angrist y Krueger (1992) y Arellano y Meghir (1992), es posible emplear datos de dos secciones cruzadas para estimar el ingreso de unos “padres sintéticos” a partir de la información que los hijos reportan sobre la educación y ocupación de sus padres en su infancia. Estos autores, de

manera independiente, muestran las condiciones bajo las cuales es consistente la estimación por el método de variables instrumentales en dos muestras (VI2M).

En el contexto de movilidad social, el método de mínimos cuadrados en dos etapas en dos muestras (MC2E2M), que se basa en los supuestos de VI2M, ha sido empleado por diversos autores para estimar β empleando dos fuentes de información distinta. La estrategia es encontrar una encuesta reciente que contenga información sobre el ingreso de los hijos y en la que éstos reporten el nivel de educación de sus padres (y quizás alguna otra variable, como la ocupación laboral) para instrumentar el ingreso de los padres. Este procedimiento ha sido empleado en países de muy diversos niveles de ingreso, y recientemente se han obtenido estimaciones para países latinoamericanos. El método de MC2E2M ha permitido salvar el obstáculo de la disponibilidad de datos en panel en los trabajos de Björklund y Jäntt (1997, Suecia, $\beta = 0.28$), Dunn (2007, Brasil, $\beta = 0.68$), Nunez y Miranda (2010, Chile, $\beta = 0.57$), Grawe (2001, Nepal, $\beta = 0.44$) y Grawe (2001, Pakistán, $\beta = 0.46$), entre otros.

1.3. Otros enfoques en la literatura

Recientemente, la literatura de transmisión intergeneracional ha mejorado considerablemente sus métodos para obtener mejores estimadores de la elasticidad intergeneracional del ingreso e incluso de otras características familiares como la educación o la habilidad, cuando se dispone de los datos. Así mismo, se han explorado extensiones a la estimación de la β intergeneracional, como la presencia de restricciones de crédito y los canales de transmisión intergeneracional

El empleo de pseudopaneles ha permitido salvar el obstáculo que representa la ausencia de datos de panel en países en desarrollo. Introducidos por Deaton (1985) esta metodología permite seguir cohortes en vez de individuos a lo largo del tiempo. Dunn (2007) emplea un pseudopanel para estimar la elasticidad intergeneracional del ingreso en Brasil, obteniendo un $\beta = 0.86$. Cuesta et al. (2007) emplean pseudopaneles en un estudio para 14 países de América Latina, mostrando que la región se caracteriza por ser inmóvil en términos de ingreso y pobreza.

Las restricciones de crédito podría explicar la baja movilidad social. Andrade et al. (2003) evalúan

la presencia de restricciones de crédito explorando no linealidades en la relación empírica entre el ingreso del padre y el ingreso del hijo, y examinando el grado de persistencia en distintos puntos de la distribución del ingreso del hijo condicional al ingreso del padre, para el caso de Brasil. Sus resultados sugieren que restricciones de crédito explican la baja movilidad social, pues los padres de los hijos en la parte superior de la distribución de ingresos se encuentran restringidos para afrontar el nivel de inversión óptimo. Esto sucede porque los hijos en la parte superior de la distribución de ingresos, condicional al ingreso del padre, son los hijos más habilidosos, por lo que requieren un nivel eficiente de inversión en capital humano más alto que el de los individuos en la parte inferior de la distribución. En el mismo sentido, Grawe (2001) descarta la presencia de restricciones de crédito para Estados Unidos. Un énfasis en el grado de persistencia se encuentra en el trabajo de Eide y Showalter (1999), quienes además examinan el papel de la educación en distintos puntos de la distribución condicional de ingresos.

Además de los arriba mencionados, otros enfoques en la literatura emplean matrices de transición, regresiones de rango, microsimulaciones, entre otras técnicas. Una revisión sobre estas formas alternativas de analizar la movilidad intergeneracional se encuentra en los trabajos de Azevedo y Bouillon (2009) y Black y Devereux (2010).

Capítulo 2

Marco teórico

2.1. Modelo básico de Becker y Tomes

En su influyente artículo, Becker y Tomes (1979) formalizan el mecanismo a través del cual la riqueza de los padres influye en los ingresos de los hijos. El modelo de Becker y Tomes es el modelo estándar usado para analizar la transmisión de la desigualdad y la asignación de recursos dentro de la familia. En el modelo, los padres transmiten sus dotaciones a los hijos sin costo. Las dotaciones incluyen habilidad, apariencia física, actitudes, conexiones familiares y, en general, todos los rasgos genéticos y culturales que afectan los ingresos de los hijos (Gaviria (2002)).

El modelo de Becker y Tomes asume una familia formada por un padre y un hijo. Sean y_t y c_t los ingresos y consumo de largo plazo del padre y I_{t+1} la inversión en el momento t en la capacidad del hijo para obtener ingresos en $t + 1$. Por tanto, la restricción presupuestaria de los padres es $y_t = c_t + I_{t+1}$. Los ingresos del hijo dependen de la inversión que realicen en ellos los padres de acuerdo a la ecuación $y_{t+1} = (1 + r)I_{t+1} + A_{t+1}$, donde r es la tasa de retorno de la inversión en capital humano y A_{t+1} son todos los demás determinantes del ingreso del hijo distintos a la inversión en capital humano. A su vez, $A_{t+1} = a_{t+1} + u_{t+1}$, donde a_{t+1} representa la dotación del hijo de capacidades para obtener ingresos (conexiones familiares, habilidad, raza, herencia genética y cultura familiar) y u_{t+1} es la suerte del hijo en el mercado. Se supone que u_t no está correlacionado con y_t ni con a_{t+1} . La dotación del hijo depende positivamente de la

dotación del padre y evoluciona como un proceso autorregresivo de orden 1, $a_{t+1} = \delta a_t + w_{t+1}$ con $\delta \in [0, 1)$ y w_{t+1} siendo un ruido blanco.

En t , cuando los padres conocen la dotación de sus hijos y su suerte de mercado, resuelve su problema de maximización de utilidad:

$$\begin{aligned} \text{máx} \quad & (1 - \beta) \log c_t + \beta \log y_{t+1} \\ \text{s.a.} \quad & c_t = y_t - I_{t+1} \\ & y_{t+1} = (1 + r)I_{t+1} + A_{t+1} \end{aligned}$$

cuya solución es $I_{t+1} = \beta y_t - \frac{(1-\beta)}{(1+r)} a_{t+1}$. Manipulando algebraicamente esta condición e ignorando la posibilidad de que los hijos hereden parte de la dotación de sus padres ($\delta = 0$) o suponiendo que no existe varianza en las dotaciones ($\text{var}[a_{t+1}] = 0$), se obtiene la siguiente ecuación, que relaciona el ingreso de largo plazo del hijo con el ingreso de largo plazo del padre y un término de error:

$$y_{t+1} = (1 + r)\beta y_t + \epsilon_{t+1}$$

donde $\epsilon = \beta w_{t+1} + \beta u_{t+1}$ si $\delta = 0$ y $\epsilon_{t+1} = \beta u_{t+1}$ si $\text{var}[a_{t+1}] = 0$ (ver Solon (1999) para mayor detalle en la derivación).

Tomando en cuenta este resultado, la literatura de transmisión intergeneracional del ingreso, comenzando con los trabajos de Solon (1992) y Zimmerman (1992), se basa en análisis de la conocida *regresión de Galton-Becker-Solon*:

$$y_H = \alpha + \beta y_P + u_H \tag{2.1}$$

donde y_H es el logaritmo del ingreso de largo plazo del hijo y y_P es el logaritmo del ingreso de largo plazo del padre. Una β cercana a cero implica una menor asociación entre el ingreso del padre y el ingreso del hijo y por tanto un mayor grado de movilidad social.

2.2. Un modelo con restricciones de crédito

La presencia de restricciones de crédito para la inversión en capital humano está documentada en diversos estudios para países en desarrollo. Kremer et al. (2003) reporta los resultados de un experimento en las zonas rurales de Kenya en el que organizaciones no gubernamentales proveyeron uniformes, libros de texto y otros artículos, encontrando una caída sustancial en la deserción escolar. En México, Schultz (2004) provee evidencia de que el programa de transferencias condicionadas PROGRESA incrementó en 3.4 % la tasa de matriculación. Aunque es posible que estos incrementos se deban a una alta sensibilidad de los indicadores a las tasas de retorno, Banerjee y Duflo (2003) argumenta que estos hechos son consistentes con restricciones de crédito.

Diversos estudios han analizado el papel de las restricciones de crédito como determinantes del grado de persistencia del ingreso entre generaciones (ver por ejemplo Andrade et al. (2003) y Grawe (2001)). La idea es que las restricciones de crédito pueden incrementar esa persistencia si la inversión en los hijos en las familias con restricción depende de los ingresos familiares, creando un vínculo entre los ingresos del padre y el hijo, adicional al vínculo existente sólo por la transmisión de habilidad. En seguida se presenta un modelo sencillo que tiene implicaciones sobre las restricciones de crédito.

Para este análisis se supone una familia que vive por dos generaciones, compuesta por un padre y un hijo. El ingreso laboral del padre es una función de su dotación de habilidad y su escolaridad y se denota como $w(a_P, s_P)$. El padre tiene acceso a activos financieros x_P . Cada padre maximiza su utilidad, que depende del consumo propio y del hijo, c_P y c_H respectivamente. El ingreso laboral del padre y sus activos financieros se distribuyen entre consumo propio e inversión en su hijo. La inversión en el hijo se realiza en capital humano (escolaridad), s_H o en activos físicos, x_H , que ganan un interés r . El ingreso total del hijo estará dado por el salario que obtiene en el mercado

(que dependen de su habilidad a_H y la inversión que su padre realizó en él de capital humano s_H) y por el rendimiento del activo físico, $(1 + r)x_S$. Entonces, el problema que resuelve el padre es:

$$\begin{aligned} \text{máx} \quad & U(c_P, c_h) \\ \text{s.a.} \quad & c_P + s_H + x_H = w(a_P, s_P) + x_P \\ & c_H = w(a_H, s_H) + (1 + r)x_H \\ & x_H \geq 0 \end{aligned}$$

La intuición de que $x_H \geq 0$ es que los padres no pueden endeudarse para financiar las inversiones de capital de sus hijos. Como señalan Banerjee y Duflo (2005), la inversión en capital humano es el arquetipo de inversión que no puede ser colateralizada y que por tanto es difícil pedir prestado contra ella. Para algunas familias, sin embargo, la restricción $x_H \geq 0$ no es operativa.

Asumiendo rendimientos decrecientes de la educación ($\frac{\partial w}{\partial s \partial s} < 0$), la condición de optimalidad del problema es:

$$\frac{\partial w(s_H, a_H)}{\partial s_H} = 1 + r$$

De la ecuación anterior es posible resolver para el nivel eficiente de inversión en educación en función de la habilidad y la tasa de interés, $h_H = h(a_h, r)$. Suponiendo que los individuos más habilidosos incrementan la productividad de la inversión en capital humano ($\frac{\partial h}{\partial s \partial a} > 0$), entonces los hijos con mayor habilidad recibirán mayor inversión en capital humano que los hijos de menor habilidad ($\frac{\partial h}{\partial a} > 0$).

El punto central del modelo es que la restricción $x_H \geq 0$ no es operativa para las familias sin restricción de crédito, en cuyo caso, los ingresos de los hijos no dependen directamente de los

ingresos de los padres. Sin embargo, para algunas familias, la restricción $x_H \geq 0$ sí es operativa, por lo que la condición de primer orden es:

$$\frac{\partial w(s_H, a_H)}{\partial s_H} = (1 + r) + \frac{\mu}{\frac{\partial U}{\partial c_H}}$$

donde μ es el multiplicador de Lagrange asociado a la restricción de crédito. Comparando las condiciones de optimalidad para las familias con restricción y para las familias sin restricción, el costo de oportunidad de invertir en educación en el hijo para las primeras es mayor que para las segundas, dado un mismo nivel de habilidad. Por tanto, las familias sin restricción realizarán mayores inversiones en educación para sus hijos. Además, como $\frac{\partial U}{\partial c_H}$ depende del ingreso del padre, el ingreso del hijo dependerá del ingreso del padre entre las familias con restricción (vía el nivel de capital humano que les es provisto).

La implicación principal del modelo es que, si todos los individuos tienen la misma habilidad, entonces la transmisión intergeneracional del ingreso deberá ser cero para las familias sin restricción y mayor que cero para las familias con restricción. Entonces se observará una relación empírica entre el ingreso del padre y el ingreso del hijo aún para las familias sin restricción si la habilidad es inobservable o no existe información para controlar por la habilidad. Para las familias con restricción, la relación empírica entre el ingreso del padre y el ingreso del hijo ocurrirá por las restricciones de crédito y por la transmisión de habilidad.

Grawe (2001) y Andrade et al. (2003) modelan la elasticidad intergeneracional, para poder analizar las restricciones de crédito, como sigue:

$$\beta(w_P) = \gamma + \kappa(w_P, \bar{a}_H(w_P))$$

con $\kappa(\cdot) > 0$ si la restricción es operativa y $\kappa(\cdot) = 0$ en otro caso. w_P es el ingreso del padre y $\bar{a}_H(w_P)$ es la habilidad esperada del hijo, condicional en el ingreso del padre. Esta ecuación

implica que la elasticidad intergeneracional será lineal en ausencia de restricciones de crédito. La función $\kappa(\cdot)$ captura los efectos de las restricciones de crédito. A mayor nivel de ingreso del padre, la restricción se relaja ($(\partial\kappa(\cdot)/\partial w_P) < 0$) pues los padres con mayor ingreso podrán invertir en un nivel de educación para sus hijos cercano al eficiente. Un mayor nivel de habilidad del hijo aprieta la restricción ($(\partial\kappa(\cdot)/\partial \bar{a}_H) > 0$) porque un incremento en la habilidad del hijo requiere un nivel mayor de capital humano eficiente.

La presencia de restricciones de crédito a nivel empírico se prueba comúnmente explorando no linealidades en el ingreso. Se supone que la no linealidad captura el hecho de que la restricción $x_H \geq 0$ es menos operativa a diferentes niveles del ingreso de los padres. Sin embargo, como es imposible controlar por la habilidad, se observarán no linealidades aún si no existieran restricciones de crédito. Aún así, la presencia de no linealidades a nivel empírico es consistente con restricciones de crédito, dependiendo de qué tan restringidas estén las familias.

Grawe (2001) sugiere emplear regresión cuantil para evaluar las restricciones de crédito. Es compatible con restricciones de crédito el que los cuantiles superiores presenten un grado de persistencia mayor que los cuantiles inferiores. También es compatible con restricciones de crédito la presencia de no linealidades en la relación entre el ingreso del padre y el ingreso del hijo en la media (evaluada por MCO), que es aumentada con no linealidades en los cuantiles superiores.

La Figura 1 representa una distribución hipotética con restricciones de crédito. En ella, el ingreso de los individuos del cuantil superior (los más habilidosos) dependen en mayor medida del ingreso de sus padres, comparados con los individuos del cuantil inferior (los menos habilidosos). Se considerarán los más (menos) habilidosos porque teniendo los mismos condicionantes (ingreso del padre, en el eje “x”), obtienen logros (ingreso del hijo, en el eje “y”) por encima (debajo) del promedio. Como los más habilidosos requieren un nivel de inversión eficiente más alto, la probabilidad de que la restricción de crédito esté activa es mayor.

La Figura 2 muestra el caso contrario. La figura representa una distribución hipotética que no es compatible con la presencia de restricciones de crédito, pues los individuos del cuantil superior (los más habilidosos) no dependen más del ingreso de sus padres, comparados con los individuos del cuantil inferior (los menos habilidosos). Como se muestra en la Sección 5.3, esta parece ser la

situación en el caso de la muestra disponible, representativa para la población de México.

2.3. Método de mínimos cuadrados en dos etapas en dos muestras

Dado que es imposible observar directamente el ingreso de largo plazo, estimar la ecuación (1) por MCO nos llevaría a resultados sin sentido, por los problemas delineados en la Sección 1.1. Al respecto, Solon (1992) muestra que una estimación por MCO empleando datos anuales o mensuales produce estimadores inconsistentes de la β verdadera, en particular, muestra que el estimador de la elasticidad intergeneracional está sesgado hacia cero. El mismo autor propone emplear datos del ingreso promediados a lo largo de varios años, con lo que se obtendrán estimadores cada vez más consistentes en tanto el número de años promediados aumente. Sin embargo, esta propuesta requiere del uso de datos en panel. Alternativamente, Solon muestra que el uso de variables instrumentales (VI) produce un estimador de β sesgado hacia arriba, en tanto los instrumentos tengan un efecto positivo sobre la variable dependiente, generando una cota superior de la elasticidad intergeneracional.

El método de MC2E2M, que se basa en las propiedades del método de VI2M, permite corregir las tres complicaciones delineadas en la Sección 1.1, a partir de los resultados de Solon (1992) mencionados anteriormente. Primero, la instrumentación del ingreso del padre con la educación y categorías de educación para eliminar el sesgo de la estimación de elasticidad intergeneracional proveniente del hecho de que los individuos reportan una medida puntual de su ingreso. Segundo, permite construir una base de datos que contenga observaciones sobre el ingreso de los hijos y el ingreso de sus padres, a partir del reporte de la educación y la ocupación de los hijos. Finalmente, dadas las fuentes de información, permite disponer de un conjunto de datos representativo para el total de la población de México.

Angrist y Krueger (1992) y Arellano y Meghir (1992) prueban que, bajo ciertos supuestos estadísticos, los momentos de múltiples conjuntos de datos pueden combinarse para la estimación consistente por variables instrumentales. Ver Anexo A para mayor detalle sobre los supuestos sufi-

cientes para la estimación empleando dos muestras. Angrist y Krueger emplean VI2M para estimar la relación que existe entre la edad de ingreso a la escuela y los años de escolaridad en los niños estadounidenses entre 1960 y 1980, influenciada por las leyes que impiden el ingreso a las escuelas si los niños nacieron antes de cierta fecha. Por su parte, Arellano y Meghir aprovechan sus resultados de VI2M para estimar un modelo de oferta laboral consistente con la presencia de actividad de búsqueda para mujeres estadounidenses para 1983.

Con identificación exacta, el estimador de variables instrumentales (VI) es idéntico al estimador de mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E), sin embargo, esta equivalencia no se sostiene cuando las estimaciones involucran a dos muestras. En este trabajo se emplean dos muestras y más de un instrumento (la escolaridad y categorías de ocupación del padre para instrumentalizar su ingreso), por lo que el método apropiado es el de MC2E2M, por ser más eficiente (Inoue y Solon (2006)). De hecho, la mayoría de las estimaciones de la elasticidad intergeneracional del ingreso emplean MC2E2M, (por ejemplo Björklund y Jäntti (1997), Dunn (2007) y Nunez y Miranda (2010), entre otros), que es el que se emplea en este trabajo.

Para implementar el procedimiento de MC2E2M, un conjunto de datos debe contener a la variable dependiente y al instrumento, mientras que en un segundo conjunto de datos debe contener el instrumento y la variable independiente. En el presente trabajo, la variable dependiente es el ingreso del hijo, los instrumentos son la educación del padre y las categorías de educación del padre, mientras que la variable independiente es el ingreso del padre.

Para que las estimaciones sean consistentes, se requiere que la relación entre el ingreso de los padres y la educación de los padres en la muestra de la primera etapa sea la misma que la de los padres verdaderos de los hijos observados en la segunda etapa. Aunque no se puede comprobar que este requerimiento se cumpla, se busca que la muestra seleccionada de padres tenga características observables similares que la de los padres verdaderos de los hijos observados (Dunn (2007)). Este requerimiento es cumplido al seleccionar padres que en 1992 tenían características similares a las reportadas por los hijos en 2006, en términos de edad, educación e ingreso.

Implementar el método de MC2E2M es sencillo en cualquier software estadístico. En la primera etapa se estima por MCO la relación empírica que existe entre el ingreso del padre y los instrumen-

tos. Con los coeficientes de regresión obtenidos, se calcula el ingreso predicho por el reporte de educación y categorías de educación de los padres (reportado por los hijos). En la segunda etapa, se estima por MCO la relación entre el ingreso de los hijos y el ingreso de los padres, instrumentado por la educación y ocupación. El coeficiente resultante es la elasticidad intergeneracional del ingreso.

2.4. Regresión cuantil

Introducida por Koenker y Bassett (1978), la metodología de regresión cuantil permite caracterizar los impactos de las variables independientes en distintos puntos (cuantiles) de una distribución condicional de la variable dependiente. De la misma forma en que MCO mide el efecto de las variables explicativas en la media condicional de la variable dependiente, la regresión cuantil mide el efecto de las variables explicativas en cualquier punto de la distribución.

La estimación consiste en minimizar la siguiente ecuación:

$$\min_{\beta \in \mathbb{R}^k} \left[\sum_{i \in \{i: y_i \geq x_i \beta\}} \theta |y_i - x_i \beta| + \sum_{i \in \{i: y_i < x_i \beta\}} (1 - \theta) |y_i - x_i \beta| \right]$$

donde y_i es la variable dependiente, x_i es el vector de variables explicativas de dimensión k por 1 (con el primer elemento igual a la unidad), β es el vector de coeficientes y θ es el cuantil por estimar. El vector β varía dependiendo del cuantil estimado. En la ecuación anterior es evidente que la regresión cuantil no es equivalente a estimar por MCO submuestras basadas en cuantiles. En la regresión cuantil, todas las observaciones son tomadas en cuenta en el problema de minimización, aunque son ponderadas diferente en cada cuantil. Koenker y Hallock (2001) presentan una revisión de las aplicaciones de la metodología de regresión cuantil en distintos contextos.

En el contexto del presente trabajo, la regresión cuantil permite estimar la persistencia más allá del nivel promedio. Con esta metodología es posible estimar la persistencia en los cuantiles más altos

y más bajos, que se identifican con los individuos más y menos talentosos, respectivamente. En presencia de restricciones de crédito, se esperaría que el ingreso de los cuantiles más bajos estén menos restringido que el de los cuantiles más altos, para un nivel dado de ingreso del padre. En este caso, la elasticidad intergeneracional del ingreso debe ser mayor en los cuantiles superiores.

Además, como no es posible controlar por la habilidad de los hijos y los padres por falta de datos, es posible que una mayor persistencia en los cuantiles superiores se deba al impacto de la habilidad en la ecuación de salarios de la Sección 2.2. La metodología de regresión cuantil permite probar empíricamente si hay no linealidades en distintos puntos de la distribución. No linealidades en la parte superior de la distribución son consistentes con la presencia de restricciones de crédito.

La regresión cuantil permitirá también explorar la importancia de la educación del hijo como mecanismo principal de transmisión intergeneracional. Al evaluar la reducción en magnitud del β intergeneracional al incluir la educación del hijo en una regresión cuantil es posible determinar la importancia relativa de la inversión en capital humano en cada cuantil. Además de las ventajas arriba mencionadas, este procedimiento presenta la ventaja de que es robusto a observaciones atípicas (Azevedo y Bouillon (2009)).

2.5. Pseudopanel

La estimación de la regresión Galton-Becker-Solon requiere seguir individuos sobre un largo periodo de tiempo, por lo que la fuente obvia de información son los datos en forma de panel. Sin embargo, en los países en desarrollo y en particular en México, los datos en forma de panel comenzaron a ser recolectados apenas en años recientes (por ejemplo, la Encuesta Nacional sobre el Nivel de Vida de los Hogares, la primera fuente de datos en panel en México, con indicadores socioeconómicos, demográficos y de salud, consta actualmente de dos rondas, levantadas en 2002 y 2005-2006). El empleo de pseudopaneles permite librar esta limitación en la disponibilidad de datos. La idea es crear observaciones *sintéticas* sumando y luego ponderando observaciones reales de individuos con características similares en varias secciones cruzadas.

La metodología de pseudopaneles, introducida por Deaton (1985), puede emplearse para seguir

cohortes a través del tiempo, entendiendo como cohorte a un grupo de individuos de membresía fija, grupo del cual se pueden identificar individuos a partir de sus características reportadas en las encuestas. Frecuentemente se emplean cohortes de edad y cohortes de educación. Si las cohortes son lo suficientemente grandes, se pueden generar muestras aleatorias de individuos de cada cohorte a partir de sucesivas encuestas (McKenzie (2004)). La literatura reciente se ha enfocado en explorar las condiciones bajo las cuales se pueden emplear pseudopaneles para estimar la elasticidad intergeneracional del ingreso.

Cuesta et al. (2007) presenta un estudio comparativo de los patrones de movilidad social en 14 países latinoamericanos entre 1992 y 2003, sugiriendo bajos niveles de movilidad en la región. Estos autores construyen cohortes por grupos de edad. La metodología de pseudopanel se ha empleado como alternativa al uso de paneles auténticos en otros contextos. Alessie et al. (1997) usa un pseudopanel para analizar el consumo de bienes durables y no durables en el Reino Unido de 1973 a 1986; Glocker y Steiner (2007) para estimar la relación entre la tasa de auto empleo y el desempleo de largo plazo en periodos previos en Alemania de 1996 a 2002; Gardes et al. (2005) para analizar la elasticidad de la demanda por alimentos en Estados Unidos y Polonia entre 1987 y 1990.

El empleo de pseudopaneles presenta ventajas y desventajas, como son discutidas en Cuesta et al. (2007). Las ventajas del empleo de pseudopaneles radican en que los datos sufren de menor atrición muestral pues las muestras se renuevan cada periodo. Además, como las observaciones sintéticas se construyen con sumas ponderadas de grupos de observaciones individuales, estos sufren menos problemas de error de medición. Finalmente, dada la disponibilidad de datos en sección cruzada, es posible construir pseudopaneles que cubren largos periodos de tiempo, sustancialmente más largos que los cubiertos por los datos de panel genuinos. En contra de los pseudopaneles se puede decir que implican un *trade - off* entre el número de cohortes y el número de observaciones en cada cohorte. Entre mayor sea el número de cohortes, menor será el número de individuos por cohorte. Se desea tener suficientes cohortes para que las regresiones con los pseudopaneles resultantes no sufran del problema de muestras pequeñas, pero al mismo tiempo, es deseable tener el mayor número de observaciones posibles por cohorte para que las características correspondan a las características poblacionales del cohorte. Además, el uso de pseudopaneles puede introducir

sesgos pues no toma en cuenta cambios en patrones de creación y disolución de hogares, como por ejemplo, la migración.

En el contexto del presente trabajo, se construye un pseudopanel, considerando 9 categorías de educación de los padres como cohortes. El uso de las categorías de educación es motivado porque, como se muestra en la Sección 4.1.3, la estimación de la elasticidad intergeneracional depende de la edad a la que los ingresos de los padres y los hijos son observados. Dunn (2007) emplea este procedimiento para estimar la elasticidad intergeneracional del ingreso en Brasil, notando que el coeficiente estimado por MC2E2M de 0.69 puede ser incrementado con la estimación por pseudopanel hasta 0.85.

Capítulo 3

Datos

3.1. Selección de la muestra de hijos

La Encuesta de Movilidad Social en México (EMS) de la Fundación Espinosa Rugarcía, levantada por Consulta Mitofsky, es parte del proyecto de Movilidad de dicha institución y tiene por objetivo analizar el grado de movilidad social, es decir, la influencia que tienen los recursos de los padres en las oportunidades y el bienestar económico de los hijos. Consta de 7 mil 288 observaciones y es representativa a nivel nacional. Los encuestados fueron hombres y mujeres entre 25 y 64 años de edad.

Para que las estimaciones en el presente trabajo fueran consistentes con la literatura de transmisión intergeneracional del ingreso, se seleccionó una submuestra de varones de entre 25 y 40 años de edad y que cumplieran los criterios de Dunn (2007) sobre el ingreso que reportan y la educación de los padres. Estos individuos forman la muestra de hijos. Los individuos en la muestra de hijos son seleccionados con edades entre 25 y 40 años es estándar en la literatura de transmisión intergeneracional y se sigue esta pauta para hacer los resultados comparables con otros que siguen la misma metodología para analizar la transmisión intergeneracional en otros países.

El primer criterio para incluir a un individuo en la muestra de hijos es que sea el mismo jefe del hogar quien responde las preguntas relativas a su ingreso, educación y características de su

padre. La EMS se aplicó a hogares sin ningún reemplazo, por lo que si el jefe del hogar no se encontraba presente al momento de la encuesta, otro adulto proporcionó la información. Se limita la muestra sólo a aquellos individuos que contestaron personalmente para mayor confiabilidad de las respuestas. Además, se seleccionaron individuos que vivieron con un varón en su infancia, varón al que se identifica como el jefe del hogar del encuestado en su infancia. Sólo 2 mil 229 observaciones cumplen con estos criterios. La edad promedio de los individuos seleccionados con este criterio es de 32.5 años, con 9.2 años de educación en promedio (columna (5) de la Tabla 1).

El siguiente criterio es que el encuestado reporte la educación de su padre. Este criterio es indispensable pues la estimación por MC2E2M usa a la educación del padre como instrumento del ingreso. De los encuestados seleccionados de acuerdo al primer criterio, 2 mil 168 cumplen con esta nueva restricción (suma de las columnas (1) y (2) de la Tabla 1).

Finalmente, los individuos de la muestra de hijos deben reportar ingreso positivo. Este criterio es primordialmente operativo y es estándar en la mayoría de los estudios de transmisión intergeneracional, pues el análisis se realiza empleando el logaritmo del ingreso, por lo que reportes de ingreso cero causarían conflicto. Una estrategia opcional es asignar un ingreso arbitrariamente pequeño, pero dado que muchos de los individuos que reportan cero ingreso lo hacen debido a desempleo temporal, se estaría clasificando inapropiadamente a estos individuos como entre los más pobres, sesgando significativamente la elasticidad intergeneracional (Dunn (2007)). Los individuos que cumplen este criterio son mil 836 (suma de las columnas (2) y (4) de la Tabla 1).

Los individuos que cumplen con todos los criterios son considerados para la muestra de hijos y representan mil 784 observaciones, con una edad promedio de 32.5 años y una escolaridad de 9.1 años en promedio. Se realizó una prueba de medias para verificar que los valores promedio de edad, escolaridad e ingreso de la muestra total y la muestra de hijos fueran iguales. No se rechazó la hipótesis nula de que las diferencias de medias eran cero (columna (2)).

También se realizaron pruebas de medias para los individuos que no fueron incluidos en la muestra final por no cumplir con el segundo o tercer criterio. Para los individuos que sí reportan la educación del padre pero reportan ingreso cero, la media de la escolaridad es 0.63 años mayor que la

media de escolaridad del grupo que cumple el primer criterio (columna (1)). Para los que no reportan la educación de su padre pero que reportan ingreso positivo, la escolaridad promedio es 1.28 años menor que la submuestra que cumple el primer criterio (columna (4)). Salvo estas diferencias en los individuos que quedaron fuera del análisis, podemos confiar en que la muestra de hijos es representativa.

3.2. Selección de la muestra de padres

La muestra de padres permite obtener la relación entre el ingreso y las características de educación y ocupación de los individuos identificados como padres en una encuesta previa a la EMS, para luego imputar los valores predichos del ingreso, empleando los datos reportados por los individuos en la EMS sobre sus padres. Este proceso es conocido en la literatura de transmisión intergeneracional como de creación de “padres sintéticos”.

La elección de una encuesta confiable para realizar las estimaciones es muy importante, porque como se explica en la Sección 2.3, la consistencia de los estimadores de MC2E2M es que la relación entre los ingresos de los padres, la educación y la ocupación en la muestra de la primera etapa sea igual que la de los verdaderos padres de los hijos observados. Como no es posible probar que este requerimiento se cumpla, se trata de seleccionar una muestra de padres con características observables similares a las que tenían los padres de los hijos observados en 2006.

La Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) tiene por objeto proporcionar un panorama estadístico del comportamiento de los ingresos y gastos de los hogares en cuanto a su monto, procedencia y distribución; adicionalmente ofrece información sobre las características ocupacionales y sociodemográficas de los integrantes del hogar, así como las características de la infraestructura de la vivienda y el equipamiento del hogar. Esta encuesta fue levantada en los años 1984 y 1989 y luego con periodicidad bianual de 1992 a 2008 (con un levantamiento extraordinario en 2005). Entre otra información, es posible conocer la edad, nivel de educación y ocupación de los encuestados, por lo que constituye una fuente de información ideal para la estimación de la relación entre el ingreso de los padres y su educación y ocupación.

Empleando la EMS es posible saber que la mayoría de los padres de los encuestados de entre 20 y 40 años tenían una edad promedio de 61 años en 2006. Siguiendo a Dunn (2007), cerca de los 40 años los individuos se encuentran en la edad en la que sus ingresos habrán alcanzado la parte más alta a lo largo de su ciclo de vida (conocida como los “prime earnings years”). Para cumplir el requerimiento de tener una muestra y escoger a los padres en su edad más productiva se debería emplear una encuesta cercana a 1985. La ENIGH de 1984 contiene información sobre ingresos, educación y ocupación, pero las estimaciones basadas en esta encuesta no son muy confiables. Por ello, se seleccionó la ENIGH 1992 como fuente de información para la estimación de la primera etapa. Las implicaciones de esta decisión se discuten enseguida.

En 1992, los padres tendrían alrededor de 47 años, relativamente mayores a la edad en que se sugiere se alcanzan los mayores ingresos. Para analizar las implicaciones de esta selección, la Figura 3 muestra un ajuste polinomial del ingreso de los padres en 1992. Se aprecia que entre los 35 y 45 años el ingreso se encuentra en su máximo nivel y luego comienza a decaer (la Figura 4 muestra un patrón similar para 2006).

Para tener mayor certeza de que la muestra de padres es representativa para los padres verdaderos, se realizaron pruebas de diferencia de medias en los niveles de ingreso por grupos de edad (se calcula el promedio del ingreso por grupos de tres años de edad, reportándose el año centrado; así, para los ingresos correspondientes al grupo de 39 años se agrupa el ingreso de los individuos con 38, 39 y 40 años). La hipótesis nula de que la diferencia de medias es distinta de cero no se rechaza en ninguno de los casos, con un nivel de significancia del 10 % (ver Tabla 2).

La prueba de diferencia de medias nos permite afirmar que para los individuos seleccionados en la muestra de padres, con una edad entre 39 y 55 años, su ingreso no es estadísticamente distinto que el ingreso de individuos en edad entre los 30 y 50 años, rango en que los padres son considerados en la literatura de transmisión intergeneracional. En este trabajo se emplean padres de mayor edad porque son estos los individuos en la ENIGH 1992 que más se parecen en términos de edad a los padres de los individuos encuestados en 2006. Esta decisión se tomó porque idealmente se debería emplear una encuesta cercana a 1985, pero como se discutió arriba, sus datos no son confiables.

Se realizaron también pruebas de cocientes de desviación estándar en los niveles de ingreso por grupos de edad. La hipótesis nula de que el cociente de desviaciones estándar es distinto de uno se rechaza en la mayoría de los casos al 10 % (ver Tabla 3).

El que la mayoría de las pruebas de cocientes indiquen que la varianza del ingreso es distinta en distintos grupos de edad tiene implicaciones en la estimación de la elasticidad. Como se verá en la Sección 4.1.3, dado que la edad en que se consideran las muestras de padres e hijos determina de manera importante la magnitud del estimador de la elasticidad intergeneracional, los resultados obtenidos en este trabajo, que considera padres de 39 a 55 años de edad, no son estrictamente comparables con los de la literatura relacionada, la que considera padres de 39 a 55 años. Esto se debe a que las varianzas distintas en distintos grupos de edad pueden estar reflejando variaciones en el ingreso a lo largo del ciclo de vida.

La muestra de padres resultante consta de 3 mil 075 individuos de 39 a 55 años de edad, con ingreso positivo en la ENIGH. La elección de los padres es respaldada por el hecho de que la educación del padre reportada por los hijos en la EMS es casi la misma que la reportada por los padres representativos en la ENIGH (4.5 y 4.8 años respectivamente). La Tabla 4 resume la estadística descriptiva de la muestra de padres e hijos empleadas para la estimación de la elasticidad intergeneracional. El ingreso se reporta en valores reales, deflactado con el Índice de Precios al Consumidor del Banco de México (2002=100).

Capítulo 4

Resultados

4.1. Mínimos cuadrados en dos etapas en dos muestras

Como se discutió en la Sección 2.3, la mayoría de las aplicaciones empíricas que estiman la elasticidad intergeneracional del ingreso emplean un estimador de MC2E2M, que se basa en los supuestos de VI2M. En la primera etapa se estima la relación empírica entre la variable independiente y los instrumentos usando MCO. En la segunda etapa, se emplean los coeficientes de la primera etapa para obtener la variable independiente instrumentada y luego obtener el coeficiente β_{MC2E2M} con una regresión por MCO. En la Sección 4.1.3 se analizan las implicaciones de seleccionar muestras de padres e hijos en distintos puntos de su ciclo de vida.

4.1.1. Primera etapa: estimación de los ingresos del padre

En la primera etapa se estima la relación empírica que existe entre el ingreso del padre y los instrumentos (categorías de educación y categorías de ocupación). En la Tabla 5 se presentan los detalles sobre las categorías empleadas. Estos instrumentos fueron utilizados por Björklund y Jäntti (1997) para estimar la elasticidad intergeneracional del ingreso en Suecia.

La relevancia de los instrumentos se aprecia en las columnas (1), (2) y (3) de la Tabla 6. En los

tres casos el estadístico F es de una magnitud considerable, lo que permite confiar en que los instrumentos son relevantes.

La estimación del coeficiente asociado a la categoría de educación 05 (individuos con 15 o más años de educación) implica una fuerte dependencia de los ingresos de la educación. El coeficiente de 2.2 implica que individuos con más de 15 años de educación tienen ingresos 9 veces mayores que los que no tienen concluída la primaria o no tienen educación. Aún así, esta brecha es significativamente menor que en otros países. Por ejemplo, para Brasil, Dunn (2007) muestra que los individuos con más de 16 años de educación tienen ingresos 18 veces mayores que los que no tienen educación alguna.

La primera especificación incluye el logaritmo del ingreso real del padre reportado en la ENIGH ($y_{P,i}$) en función del nivel de educación en años ($S_{P,i}$), 20 categorías de ocupación ($O_{P,j,i}$) y un polinomio cuadrático de edad ($A_{P,i}$, $A_{P,i}^2$). La categoría de ocupación 02 se ancla como dummy de referencia. Se utiliza la categoría de ocupación 02 porque es la correspondiente a "Profesionistas" por tanto los coeficientes asociados al resto de categorías de ocupación se interpretan como el monto promedio en que difieren los ingresos de los individuos por el hecho de tener una ocupación distinta a la profesionista. La ecuación estimada es:

$$\log y_{P,i} = \alpha_P + \chi_1 S_{P,i} + \sum_{j=1}^{20} \chi_{2,j} O_{P,j,i} + \chi_3 A_{P,i} + \chi_4 A_{P,i}^2 + \varepsilon_{P,i} \quad (4.1)$$

Los resultados de la estimación anterior se presentan en la columna (4) de la Tabla 6. Los coeficientes asociados al polinomio de edad son estadísticamente significativos. El coeficiente del nivel de educación es estadísticamente significativo y de magnitud cercana a 0.1, implicando que un incremento de un año en la educación en la muestra de padres conlleva a un incremento del 10 % en el ingreso. Las categorías de ocupación son todas significativas al 10 % excepto las categorías 08, 13 y 15. Dada la magnitud del estadístico F , se emplean todos los coeficientes para imputar el ingreso del padre en la muestra de hijos, creando la variables LINGPUNO.

Se estima también una ecuación que relaciona el logaritmo del ingreso del padre ($y_{P,i}$) con cin-

co categorías de educación ($E_{P,ji}$) (ver Tabla 5 para las categorías empleadas), 20 categorías de ocupación ($O_{P,ji}$) y el polinomio de edad ($A_{P,i}$, $A_{P,i}^2$). La categoría de educación 01 y la categoría de ocupación 02 se anclan como dummies de referencia para el resto de categorías. La ecuación estimada es:

$$\log y_{P,i} = \alpha_P + \sum_{j=1}^5 \chi_{1,j} E_{P,ji} + \sum_{j=1}^{20} \chi_{2,j} O_{P,ji} + \chi_3 A_{P,i} + \chi_3 A_{P,i}^2 + \varepsilon_{P,i} \quad (4.2)$$

Los resultados de esta regresión se muestran en la columna (5) de la Tabla 6. De nuevo, los coeficientes del polinomio de edad son estadísticamente significativos al 5 % y de magnitudes muy similares a los de la especificación anterior. Las cuatro dummies de educación son significativas al 1 %. Las categorías de ocupación 03, 04, 05, 08, 12, 13 y 15 resultan no significativas. Se emplean los coeficientes estimados para crear la variable de ingreso del padre LINGPDOS.

De estas estimaciones, la segunda se considera la preferida pues, aunque el ajuste es un poco mejor en la primera, el incluir categorías de educación en lugar de la educación en años captura la existencia de distintos retornos a la educación por ciclo educacional, es decir, que el retorno a la educación no crece de manera suave al pasar de tercer año de secundaria a primer año de preparatoria, por ejemplo (Contreras et al. (2008)).

Adicionalmente, se estimó una regresión de acuerdo a la especificación anterior, pero con una muestra en la que los deciles de ingreso 0.01 y 0.99 fueron eliminados para probar si los resultados son robustos a la presencia de observaciones atípicas. Los resultados se presentan en la columna (6). Los signos y las magnitudes estimados se sostienen respecto a los resultados de la estimación anterior. Sólo la categoría de ocupación 05 pasa de no ser significativa a serlo al 10 %. Los coeficientes estimados se emplean para imputar los ingresos del padre, creando la variable LINGPTRES.

4.1.2. Segunda etapa: estimación de la elasticidad intergeneracional del ingreso

En la segunda etapa se emplean los coeficientes estimados de las regresiones de la primera etapa para calcular el ingreso de los padres de los encuestados en la EMS, de acuerdo a los reportes de educación y ocupación que los encuestados hacen sobre sus padres. La Tabla 7 muestra la estadística descriptiva de los ingresos ajustados, empleando los coeficientes de las tres especificaciones de la Sección 4.1.1. Los valores ajustados con la especificación que incluye nivel de educación y la especificación favorita, que incluye categorías de educación, son muy parecidos en términos de media y varianza. Como era de esperarse, los valores ajustados con la muestra truncada se distribuyen en un rango menor que las especificaciones anteriores y por tanto tienen una menor varianza.

En esta etapa se estima por MCO una regresión entre el logaritmo del ingreso real de los hijos ($y_{H,i}$) en función del logaritmo del ingreso real ajustado del padre ($\hat{y}_{P,i}$) y un polinomio cuadrático de edad ($A_{H,i}$, $A_{H,i}^2$). La ecuación estimada es la siguiente:

$$\log y_{H,i} = \gamma_H + \beta_1 \hat{y}_{P,i} + \beta_2 A_{H,i} + \beta_3 A_{H,i}^2 + \nu_{H,i} \quad (4.3)$$

De la ecuación anterior, $\hat{\beta}_1$ es la estimación de la elasticidad intergeneracional del ingreso por MC2E2M. Los resultados se presentan en la Tabla 8. Como es usual en la literatura que estima la elasticidad intergeneracional por MC2E2M, todos los errores estándar reportados son errores bootstrap (Björklund y Jäntti (1997), Dunn (2007) y Nunez y Miranda (2010), por ejemplo). La razón es que como el ingreso de los padres no es el verdadero sino una predicción, los errores estándar computados en el paquete estadístico son inconsistentes.

En la columna (1) se reportan los coeficientes estimados en la regresión del logaritmo del ingreso real de los hijos (LINGH) en función del logaritmo del ingreso ajustado del padre con la especificación favorita, que incorpora categorías de educación y categorías de ocupación (LINGPDOS). La estimación por MC2E2M de la elasticidad intergeneracional del ingreso resulta ser 0.312 (estadísticamente significativa al 1%), que implica que si un padre excedía la media del ingreso en

1992 en 10 %, entonces el modelo predice que su hijo excede la media de ingresos en 2006 en $3.1 \% = 0.312 * 10 \%$.

La columna (2) reporta los coeficientes estimados con la misma especificación, pero en la que el ingreso del padre está instrumentado con el nivel de educación y categorías de ocupación (LINGPUNO). El coeficiente estimado es estadísticamente significativo al 1 % y de magnitud 0.33. La columna (3) reporta los coeficientes estimados en una especificación igual a la anterior, pero en la que la muestra de hijos fue truncada para eliminar los percentiles 1 y 100 y el ingreso del padre es LINGPTRES. La elasticidad estimada es de 0.310 (estadísticamente significativa al 1 %).

Finalmente, en la columna (4) se reportan los resultados de una regresión en la que la variable dependiente es el logaritmo del ingreso del hijo ajustado (LINGHADJ). Para construir esta variable, se realizó una estimación parecida a la ecuación (3), pero con la muestra de hijos, para encontrar la relación empírica entre los ingresos y las categorías de educación y ocupación en 2006. Los valores ajustados de esta regresión corresponden a LINGHADJ. La Tabla 9 resume la estadística descriptiva de la nueva variable LINGHADJ y del ingreso verdadero reportado de los hijos. Se estimó la transmisión intergeneracional del ingreso, de acuerdo a la ecuación (4), siendo el ingreso del padre (LINGPDOS) y un polinomio de edad, las variables explicativas. La elasticidad estimada es de 0.20. Este procedimiento es una medida de la asociación entre los componentes observados en el ingreso permanente de padres e hijos (Björklund y Jäntti (1997)). Puede verse como la cota inferior del estimador de MC2E2M.

Los resultados sugieren que la elasticidad intergeneracional del ingreso en México es del orden de 0.32, la cual es relativamente baja, comparada con la de Brasil (0.69), Chile (0.65) e incluso Estados Unidos (0.51). En la Sección 5 se discute la pertinencia de una comparación entre las β intergeneracionales entre países y algunos factores que permiten interpretar mejor los resultados.

4.1.3. Estimación de la elasticidad intergeneracional en grupos de edad

Idealmente, la literatura de movilidad intergeneracional estima la elasticidad de los ingresos de largo plazo del hijo con respecto a los ingresos de largo plazo del padre. Sin embargo, rara vez se observan los ingresos de largo plazo. En su lugar, se cuenta con información del ingreso en varios puntos del tiempo. Suponer que estos ingresos disponibles en las encuestas o los censos se aproximan a los de largo plazo tiene implicaciones importantes. La edad a la que los individuos son observados determina de manera importante la magnitud estimada de la elasticidad intergeneracional.

A nivel empírico es claro que los ingresos relativos son altamente dependientes de la edad en que son observados. La Figura 5 muestra el patrón del logaritmo del ingreso de los varones que reportan ingresos positivos por edades y en grupos de educación en 1992. Se aprecia que la brecha de ingresos relativos por grupo de educación crece al menos hasta los 50 ó 52 años, evidenciando que los individuos con mayor educación experimentan un incremento en sus ingresos más rápido que los menos educados en los años previos a los “prime age years”. La relación es similar para los varones con ingreso positivo en 2006 (Figura 6).

Esta evidencia es compatible con un modelo de multiplicadores del ingreso de largo plazo, variables a lo largo del ciclo de vida. Suponer que los ingresos que reportan tanto padres e hijos son una proporción de los ingresos de largo plazo más un término de error:

$$y_{P,i}^t = \lambda^t y_{P,i}^L + \nu_{P,i}^t$$

$$y_{H,i}^s = \lambda^s y_{P,i}^L + \nu_{H,i}^s$$

donde λ^t y λ^s son los multiplicadores del ingreso de largo plazo de padres e hijos, capturando la posibilidad de un crecimiento mayor en los individuos más educados. Los multiplicadores serán mayores que uno en la parte del ciclo de vida en la que la variación del ingreso transitorio sea

mayor que la variación del ingreso de largo plazo y será menor que uno en el caso contrario. Se espera entonces que los multiplicadores sean mayores en la edad cercana a la edad de retiro (Dunn (2007)).

Para mostrar las implicaciones de estas diferencias en el crecimiento del ingreso a lo largo del ciclo de vida, se realizaron 25 estimaciones por MC2E2M de la elasticidad intergeneracional variando la edad en la que los hijos fueron observados. La muestra de hijos reportada para la edad de 27 años, por ejemplo, incluye a individuos de 25 a 29 años para mantener la representatividad en las estimaciones. Los padres en esta etapa son los mismos usados en la Sección 5.1, es decir, individuos entre 39 y 55 años con ingreso positivo en 1992. Los resultados de estas regresiones se presentan en la Tabla 10. Todos los errores reportados son errores bootstrap.

El mismo ejercicio fue implementado variando la edad en la que se observa a los padres. Se realizaron 30 estimaciones por MC2E2M en la que la muestra de hijos fue la misma que la de la Sección 4.1 pero en la que los padres fueron agrupados en submuestras de grupos de edad. Las estimaciones se presentan en la Tabla 11. Los errores reportados son errores bootstrap.

Los resultados de este conjunto de regresiones se resumen en la Figura 7 y la Figura 8. Al variar la edad de los hijos se observa que la elasticidad intergeneracional es creciente con la edad, alcanzando su máximo alrededor de los 47 años, para luego decrecer. Al variar la edad del padre es claro que el uso de padres de menos de 40 años produce estimaciones de la elasticidad intergeneracional menores a las que resultan cuando se usan padres mayores de 40 años (a partir de los 45 años las estimaciones son relativamente estables). De hecho, el emplear padres entre 42 y 60 años produce estimaciones de la elasticidad intergeneracional de entre 0.37 y 0.52. Como la mayoría de los padres empleados en la estimación de la elasticidad en la Sección 4.1 están en dicho grupo de edad, la edad del hijo parece tener mayor efecto en las estimaciones de movilidad.

4.2. Estimación por regresión cuantil

Como se presentó en la Sección 2.2, la presencia de restricciones de crédito tiende a incrementar la persistencia de ingresos en la medida en que la inversión en los niños de las familias con re-

stricción depende de los ingresos familiares. Esto crea un vínculo entre el ingreso de los padres y el ingreso de los hijos, adicional a la correlación que resulta por la transmisión de habilidad entre generaciones. Si se asume que el patrón de movilidad sería lineal en la ausencia de restricciones de crédito, se derivan tres implicaciones empíricas del modelo teórico:

Primera, que como la persistencia es mayor entre las familias con restricción que en las no restringidas, es decir, la persistencia será mayor en los cuantiles superiores (los individuos con mayor habilidad). Segunda, que una regresión del logaritmo del ingreso del hijo en función del logaritmo del ingreso del padre deberá ser no lineal. Tercera, que las no linealidades observadas en la media deberán ser evidentes en los cuantiles superiores pero no en los cuantiles inferiores.

En la Tabla 12 se presentan los resultados de la estimación por regresión cuantil de una ecuación que incluye el logaritmo del ingreso del hijo como variable dependiente y el logaritmo del ingreso del padre como variable independiente. También se incluye la estimación por MCO. Todos los coeficientes son significativos al 1 %. La Figura 9 resume estos resultados, graficando la persistencia de ingresos en los distintos cuantiles. Se observa un patrón de la persistencia en los cuantiles, contrario a lo esperado si existieran restricciones de crédito. Este gráfico es consistente con la distribución hipotética de la Figura 2, en la que los cuantiles superiores presentan menor persistencia que los cuantiles inferiores, patrón que no es consistente con restricciones de crédito. La primera implicación del modelo de restricciones de crédito no se cumple.

En la Tabla 13 se presentan los resultados de la estimación por regresión cuantil, añadiendo un término cuadrático a la especificación anterior. La estimación por MCO indica que existe un patrón no lineal en la relación entre el ingreso del padre y el ingreso del hijo. Por cuantiles, el grado de persistencia presenta un patrón similar al que se tiene sin incluir el término cuadrático (Figura 10, Panel A), sin evidencia de mayor persistencia en los cuantiles superiores. El término cuadrático sólo es significativo al 10 % a partir del cuantil 0.6. Por tanto, no existe evidencia que respalde las dos implicaciones restantes del modelo teórico.

En resumen, no existe evidencia de que los individuos más habilidosos dependan más de los ingresos de sus familias que los individuos menos habilidosos, siendo una posible explicación para la baja transmisión intergeneracional estimada en la sección anterior.

4.3. La educación como canal de transmisión intergeneracional del ingreso

Los modelos teóricos presentados en la Sección 2 colocan a la inversión en capital humano como el mecanismo principal a través del cual el ingreso de los padres se relaciona con el ingreso de los hijos. En esta sección se explora este canal, incluyendo la educación del hijo en las estimaciones de la segunda etapa de la Sección 4.1.2 y haciendo lo mismo por cuantiles. El objetivo es examinar si la educación modifica el parámetro β y si la influencia de la educación varía a lo largo de la distribución condicional de los ingresos del hijo.

En algunos estudios, por ejemplo el de Eide y Showalter (1999), se explora el canal de transmisión de la educación incluyendo la educación de los hijos en las regresiones de transmisión intergeneracional. Sin embargo, este procedimiento presenta un problema de endogeneidad, pues la educación y el ingreso de los hijos están correlacionados.

Siguiendo a la metodología empleada por Bourguignon et al. (2005) para medir la desigualdad debida a desigualdad de oportunidades, es posible descomponer resultados observables (como el ingreso o la educación alcanzada por los individuos) en un componente de circunstancias (aquello que es exógeno a los individuos, en el sentido de que no puede influir sobre dicho componente) y un componente de esfuerzo (que los individuos pueden influenciar).

Para el caso de la transmisión intergeneracional del ingreso, al aislar el componente de circunstancias, podemos identificar el canal de transmisión del ingreso de padres a hijos a través de la educación. A nivel empírico, la estrategia es la siguiente:

Siguiendo a Bourguignon et al. (2005), se escoge un conjunto de variables que representan las circunstancias que determinaron la educación de los hijos, sobre las cuales estos no tuvieron influencia alguna. En la primera etapa, se realiza una regresión de la educación del hijo ($S_{H,i}$) en función de las variables de circunstancia: la educación del padre ($S_{P,i}$), la ocupación del padre ($O_{P,ji}$), una dummy rural - urbano para el lugar en el que vivía el encuestado a los 14 años ($R_{H,i}$) y una dummy de pertenencia a algún grupo indígena ($I_{H,i}$). Es decir, se estima el siguiente modelo:

$$S_{H,i} = \phi_H + \tau_1 S_{P,i} + \sum_{j=1}^{20} \tau_2 O_{P,j,i} + \tau_3 R_{H,i} + \tau_4 I_{H,i} + \xi_{H,i} \quad (4.4)$$

Con los coeficientes estimados se genera la educación ajustada del hijo que depende sólo de sus circunstancias ($\widehat{S}_{H,i}$). En segunda etapa, se incluye la educación ajustada en la regresión de transmisión intergeneracional:

$$\log y_{H,i} = \gamma_H + \beta_1 \widehat{y}_{P,i} + \beta_2 A_{H,i} + \beta_3 A_{H,i}^2 + \beta_4 \widehat{S}_{H,i} + \nu_{H,i} \quad (4.5)$$

donde el coeficiente β_4 es una medida de la transmisión del ingreso entre generaciones a través de la educación.

En la Tabla 14 se presentan los resultados de la primera etapa. El estadístico F permite afirmar que las variables empleadas son relevantes para explicar la educación de los hijos. Los coeficientes asociados a las variables fueron empleados para crear la variable de educación debida a circunstancias (EDUCADJ). La Tabla 15 muestra la estadística descriptiva de la educación reportada por los hijos en 2006 (EDUC) y la educación ajustada (EDUCADJ).

En la Tabla 16 se presentan los resultados de la segunda etapa. Las estimaciones se realizaron tanto por MC2E2M y por cuantiles, para analizar el papel de la educación en distintos puntos de la distribución condicional de ingresos. Todos los errores estándar son errores bootstrap. El Panel A muestra los resultados en los que no se incluye la educación, para establecer una referencia contra la cual comparar los resultados que se obtienen al introducir dicha variable en las estimaciones.

El Panel B muestra los resultados, tanto por MC2E2M como por cuantiles, de la estimación de la regresión de transmisión intergeneracional cuando se incluye el componente circunstancial de la educación (EDUCADJ). El Panel C muestra las diferencias de los coeficientes de la estimación que incluye la educación con respecto a la estimación que no la incluye. Al introducir la educación en

la estimación de MC2E2M, el coeficiente del ingreso del padre se reduce de manera muy importante, representando sólo el 23 % de la magnitud que tenía cuando no se incluía la educación. Por cuantiles, la menor reducción ocurre en el cuantil 0.5, en el que el coeficiente del ingreso del padre conserva el 36 % de su magnitud en la estimación de referencia. La mayor reducción ocurre en el cuantil 0.9, en el que el coeficiente del ingreso del padre sólo representa el 11 % de la magnitud de la estimación de referencia.

El coeficiente de la educación en la estimación por MC2E2M representa el 37 % del coeficiente del ingreso del padre en la estimación de referencia. Sin embargo, al analizar el canal de la educación en distintos puntos de la distribución condicional de ingresos, la importancia varía drásticamente. El mayor peso de la educación se presenta en el cuantil 0.9, en donde el coeficiente de la educación representa el 45 % del coeficiente del ingreso del padre en la regresión de referencia. En contraste, el menor peso de la educación se presenta en el cuantil 0.1, con un coeficiente que representa el 28 % de lo que representaba el coeficiente de ingresos del padre en la estimación de referencia. Los resultados muestran que existe una parte del ingreso del padre de la estimación de referencia que queda inexplicado al incluir la educación en la regresión de transmisión intergeneracional. Esto sugiere la presencia de un mecanismo dentro de los hogares que requiere mayor análisis en futuras investigaciones.

Las estimaciones validan la hipótesis derivada de los modelos teóricos de que la educación es uno de los mecanismos más importantes en la transmisión de ingresos entre generaciones. Los resultados muestran que la educación juega un papel más importante en la transmisión intergeneracional en los cuantiles superiores de la distribución condicional de ingresos en comparación con los cuantiles inferiores. La magnitud de los coeficientes sugiere que la educación es más valorada en los cuantiles superiores que en los cuantiles inferiores de la distribución condicional de ingresos.

4.4. Estimación de pseudopanel

Como se mencionó en la Sección 2.5, la estimación de pseudopaneles permite solucionar el problema de la escasez de datos en forma de panel genuinos. La idea es crear observaciones sintéticas

de individuos divididos en cohortes para seguir a dichos cohortes en el tiempo, empleando datos de sección cruzada.

Para la construcción de un pseudopanel para estimar la elasticidad intergeneracional del ingreso, en la presente investigación se siguió el procedimiento descrito por Dunn (2007). Los cohortes se definieron de acuerdo al nivel de educación de los padres (ver la Tabla 5 para la forma en que se definieron los cohortes), motivado por la evidencia presentada en la Sección 4.1.3 de patrones diversos en el crecimiento del ingreso a lo largo del ciclo de vida, por grupos de educación (ver Figura 5 y Figura 6). Se definieron nueve categorías de educación, un número mayor a las cinco categorías definidas para la estimación por MC2E2m para evitar el problema de muestras pequeñas.

Primero, se estima una regresión del ingreso (en niveles, no en logaritmos) en función de un polinomio de edad, empleando la muestra de hijos, agrupando en 9 categorías de acuerdo a la educación que reportan de su padre:

$$y_{H \in C(j),i} = \phi_0 + \phi_1 A_{H \in C(j),i} + \phi_2 A_{H \in C(j),i}^2 + \omega_{H \in C(j),i} \quad j = 1, 2, \dots, 9 \quad (4.6)$$

Con los coeficientes estimados, se ajusta el ingreso para cada uno de los individuos. Se suman los ingresos ajustados de todos los individuos por grupo. Se toman logaritmos a cada una de las 9 sumas, obteniéndose 9 observaciones, uno por cada grupo de educación del padre.

Se realiza un procedimiento similar para los padres. Se estima una regresión del ingreso en función de un polinomio de edad, agrupando a los individuos de acuerdo a las mismas 9 categorías que en la regresión anterior:

$$y_{P \in C(j),i} = \phi_0 + \phi_1 A_{P \in C(j),i} + \phi_2 A_{P \in C(j),i}^2 + v_{P \in C(j),i} \quad j = 1, 2, \dots, 9 \quad (4.7)$$

Se obtienen los ingresos ajustados a partir de los coeficientes estimados, se suman los ingresos

ajustados por grupo de educación y a la suma se le toman logaritmos. Se obtienen 9 observaciones, una por cada grupo de educación. Las observaciones del padre se ponderan de dos formas distintas, dado que al ser más individuos en la muestra de padres que en la de hijos, la suma de los ingresos en los grupos de padres es mayor. Los ponderadores empleados son el número de individuos empleados en la regresión de hijos; y el número de individuos empleados en la regresión de hijos entre 25 y 50 años. Los logaritmos de las sumas de los hijos en función de las sumas de los padres se presentan en la Figura 11 y la Figura 12.

Finalmente, se calcula la elasticidad intergeneracional del ingreso con una regresión por MCO de las 9 sumas de los hijos en función de las 9 sumas de padres. Los resultados se presentan en la Tabla 17. Se obtiene un β_{PP} de 0.59 (columna (1)) y 0.63 (columna (2)), usando el primer y el segundo ponderador, respectivamente.

El procedimiento anterior se repitió empleando las muestras truncadas, es decir, muestras que no incluyen los percentiles 0.01 y 0.99. Los resultados no cambian, como se aprecia en las columnas (3) y (4) de la Tabla 12. El empleo del pseudopanel no es sensible a la presencia de observaciones atípicas.

La construcción del pseudopanel descrita en esta sección supone que el patrón de ingresos, como el de la Figura 5, representa el patrón de los individuos en el curso de sus vidas. El procedimiento implica que los efectos cohorte sobre el patrón de educación e ingresos son mínimos, que es respaldado por la estabilidad en la relación entre educación e ingreso a través del tiempo.

En la Sección 2.5 se mencionó que existe un *trade - off* entre el número de cohortes y el número de observaciones en cada cohorte. En este caso, se construyeron sólo 9 cohortes para tratar de que en cada uno de ellos se tuvieran suficientes observaciones y evitar el problema de muestras pequeñas. Dado el pequeño número de observaciones para las estimaciones, los resultados obtenidos con el pseudopanel deben tomarse con cautela. En futuras investigaciones, una mayor cantidad de observaciones permitiría construir pseudopaneles con más cohortes.

Capítulo 5

Discusión

Los resultados de la Sección 4.1 y 4.4 sugieren que la elasticidad intergeneracional del ingreso en México se encuentra en el orden de 0.31 a 0.54 (de acuerdo a la metodología tradicional de MC2E2M) y 0.60 (con la estimación empleando un pseudopanel). Los resultados del pseudopanel deben tomarse en cuenta pero con precaución, debido al limitado número de observaciones en el análisis.

Comparada con otros países de América Latina, para los cuales existen estudios comparables, la elasticidad intergeneracional en México es de las más bajas, implicando un alto grado de movilidad social. En el contexto de una de las regiones más desiguales del mundo en la distribución del ingreso, una baja elasticidad intergeneracional sugiere una mayor igualdad de oportunidades en México que en el resto de los países con cifras comparables. Sin embargo, los resultados deben interpretarse con cautela, pues como se muestra en la Sección 4.1.3, en algunas de las estimaciones realizadas variando la edad de los padres y los hijos, la elasticidad intergeneracional estimada por MC2E2M no permite afirmar categóricamente que la movilidad social en México es mayor que en los países latinoamericanos con estudios comparables.

Los resultados de la Sección 4.2 muestran que la relación de los ingresos de los padres y los hijos no es consistente con la presencia de restricciones de crédito, resultados que constriñen con el caso de Brasil, país para el cual Andrade et al. (2003) encuentran que restricciones de crédito podrían explicar la baja movilidad social.

Los resultados de la Sección 4.3 muestran que la educación incrementa más el ingreso de los hijos en la parte alta de la distribución condicional de ingresos que en la parte baja. Esta evidencia sugiere que la educación es relativamente más valiosa en la parte alta de la distribución condicional. Estos resultados contrastan con los obtenidos para Estados Unidos por Eide y Showalter (1999), quienes encuentran que la educación es más valiosa en la parte baja de la distribución condicional de ingresos. Los resultados sugieren que el componente circunstancial de la educación es más importante en la transmisión de ingresos entre generaciones para los individuos más habilidosos. Puede ser que la variable de educación ajustada por circunstancias esté indicando el acceso que tienen los jóvenes a las conexiones sociales, estatus social y relaciones laborales de sus padres. Se recomienda profundizar en este análisis en futuras investigaciones.

La implicación de política es que una política educativa que busque mayor equidad debe enfocarse hacia los individuos menos habilidosos para tratar de que se beneficien en mayor medida de los años dedicados a la educación que sus padres les brindan.

La literatura sobre movilidad social, especialmente la que se basa en la estimación de la elasticidad intergeneracional del ingreso, ha mejorado sustancialmente la metodología para estimarla de una manera más precisa. Sin embargo, aún quedan muchas interrogantes respecto a las fuerzas que rigen la relación entre los ingresos entre generaciones. Las siguientes reflexiones invitan a profundizar en el estudio de la movilidad social:

¿Cuál es la β óptima?

Si una $\beta=1$ implica que el esfuerzo y la inversión en capital humano no tiene efecto alguno sobre el ingreso de los hijos, pues éste dependerá completamente del ingreso de los padres, y esto se considera injusto bajo el concepto de igualdad de oportunidades, ¿una $\beta=0$ es lo ideal? Una $\beta=0$ implica alto riesgo y variabilidad en el ingreso laboral. De acuerdo con la hipótesis del ingreso permanente, los individuos tratan de suavizar su consumo, por lo que los individuos preferirán una situación que les de mayor certeza respecto a su ingreso.

Por otro lado, una situación con $\beta=1$ estará relacionada con trampas desigualdad, desincentivando la inversión en capital humano, pues, sin importar lo que los individuos reciban de sus padres en forma de educación o realicen en forma de esfuerzo, permanecerán atrapados en el nivel social en

que nacieron (Azevedo y Bouillon (2009)).

¿Qué nos dice comparar la β de Chile con la β de México?

En primera instancia, hacer comparaciones entre las estimaciones de la elasticidad intergeneracional en dos países podría ser informativa sobre las diferencias de igualdad de oportunidades entre los dos países. Sin embargo, el modelo de Becker y Tomes ignora el rol de las políticas redistributivas, como la política educativa, la política tributaria, los programas para elevar el bienestar, subsidios y combate a la pobreza, las cuales podrían tener un efecto importante en la transmisión del ingreso, al modificar los incentivos y restricciones que los individuos enfrentan.

Pocos estudios han tomado en cuenta el rol de las políticas públicas, pero siempre considerando las políticas como exógenas. En cambio, Ichino et al. (2010) proponen un modelo de transmisión intergeneracional del ingreso en el que identifican los parámetros estructurales que rigen la movilidad intergeneracional. En su modelo, las decisiones privadas y colectivas determinan el nivel de movilidad social de equilibrio. Los autores proponen un marco en el que los padres deciden cuánto invertir en capital humano para los hijos, dado un nivel exógeno de habilidad genética. La inversión privada sólo puede cubrir parcialmente el riesgo de tener baja habilidad genética, por lo que tienen incentivos para crear instituciones públicas que cubran la otra parte del riesgo de tener baja habilidad. Un ejemplo de estas instituciones es el sistema de educación pública.

Estos autores modelan la educación pública como un sistema de aseguramiento que incrementa el ingreso de los hijos menos habilidosos a costa de un ingreso menor de los más habilidosos. Más aún, incluso si la educación pueda proveerse sin costo, una $\beta=0$ no es necesariamente el equilibrio, pues el sistema perjudica los intereses de las dinastías ricas. Las diferencias de β entre países se rigen por las instituciones que determinan las políticas redistributivas, por lo que dos sociedades con los mismos parámetros de altruismo, nivel de PIB, grado de transmisión biológica y cultural de las características familiares, discriminación en el mercado laboral y fallas en los mercados financieros, pueden presentar diferencias en la magnitud de β , dependiendo de la identidad de la familia decisiva en el proceso político.

El papel del sistema educativo en la transmisión intergeneracional del ingreso es destacado en la presente investigación.

¿Por qué sólo estudiar la transmisión del ingreso?

El estudio de la transmisión intergeneracional de características familiares distintas al ingreso es el objeto de un creciente número de investigaciones.

De entre estas características, la más estudiada es la transmisión de la educación. Sin embargo, quizás el mayor defecto que enfrenta el enfoque es que no considera la calidad de la misma, por lo que aumentos en los años de educación en la población no se relacionan necesariamente con una sociedad más meritocrática (Azevedo y Bouillon (2009)).

A nivel empírico, comúnmente se estima la elasticidad de la escolaridad entre padres e hijos. Para los países industrializados, la evidencia sugiere que la elasticidad de la escolaridad es mayor que la elasticidad del ingreso. Por ejemplo, Grawe (2001) encuentra que la elasticidad de la escolaridad en Alemania es de 0.26, mientras que Behrman et al. (2001) estiman su magnitud en 0.35 para Estados Unidos. Para Latinoamérica, la evidencia muestra que la elasticidad de la educación es mucho más alta que para los países desarrollados. Behrman y sus coautores estiman una elasticidad de 0.70 en Brasil, 0.70 en Colombia y 0.50 en Perú. Con los datos de la presente investigación y a manera de exploración, se estimó la elasticidad intergeneracional de la educación, con una regresión que incluye los años de educación de los hijos como variable dependiente y a los años de escolaridad del padre y un polinomio de edad como variables explicativas. Se estima una elasticidad de la educación para la muestra disponible de 0.46 (ver Tabla 18).

Si las características familiares explican los logros en materia de educación, entonces una baja movilidad social resulta si el papel que juegan las características familiares en las oportunidades para obtener una mayor educación. Sin embargo, la movilidad educacional es sólo uno de los canales por los que la movilidad de ingresos es transmitida entre generaciones. La evidencia de la Sección 4.3 sugiere que la educación absorbe buena parte del poder explicativo que tiene el ingreso del padre sobre el ingreso del hijo, sin embargo, una parte importante queda sin ser explicada. Los efectos que un mayor nivel de escolaridad produce dentro del hogar deberán ser objeto de futura investigación.

En años recientes, la disponibilidad de datos, sobre todo en países desarrollados, ha permitido el estudio de otras características que podrían explicar los mecanismos que operan detrás de la trans-

misión del ingreso. Por ejemplo, la transmisión del coeficiente intelectual (IQ) y la habilidad, de la ocupación, de la salud, de las actitudes y el comportamiento social, del consumo y de la riqueza, entre otros. Black y Devereux (2010) presentan una revisión detallada de estos estudios.

Entender los mecanismos detrás de la β intergeneracional es el siguiente paso para proponer mejores políticas públicas, encaminadas a promover la igualdad de oportunidades.

Conclusiones

En la presente investigación se emplea la metodología estándar en los estudios de movilidad social para estimar la elasticidad intergeneracional del ingreso en México. Haciendo uso del método de mínimos cuadrados en dos etapas en dos muestras (MC2E2M) se estima la elasticidad intergeneracional del ingreso en 0.31. Variando la edad de los hijos y los padres en la muestra usada para calcular la elasticidad intergeneracional, el estimador crece hasta 0.54. Estimando el mismo parámetro empleando un pseudopanel, se obtiene una elasticidad del orden de 0.60 (aunque dada la cantidad de observaciones para del pseudopanel, los resultados de este procedimiento deben tomarse con cautela). La elasticidad estimada para México es menor que la estimada para países latinoamericanos con estudios comparables, al menos usando el método estándar de MC2E2M, con hijos de entre 25 y 40 años y padres en los “prime age years” (como es estándar en la literatura de transmisión intergeneracional).

Como es documentado en la literatura, la elasticidad intergeneracional estimada varía de acuerdo a la edad de los padres e hijos en la muestra, debido a la variación de los ingresos a lo largo del ciclo de vida. El trabajo muestra que la edad en la que se eligen a los hijos para estimar la elasticidad intergeneracional determina de manera importante la magnitud del estimador. La edad de los padres tiene un efecto menor en tanto se escojan padres alrededor de los “prime age years”. Por lo tanto, no puede afirmarse categóricamente que haya mayor movilidad social en México.

Explorando no linealidades en el ingreso y analizando el grado de persistencia a lo largo de la distribución condicional, los resultados no son consistentes con la presencia de restricciones de crédito. Estos resultados, junto con una elasticidad relativamente baja en la media sugieren que existen mecanismos redistributivos que mejoran las oportunidades de los individuos menos habili-

dosos con respecto a los más habilidosos (posiblemente el sistema de educación pública).

El análisis del papel de la educación en la transmisión del ingreso destaca el papel de la inversión en capital humano como uno de los principales mecanismos de transmisión intergeneracional, aunque existen otros mecanismos dentro del hogar que no son capturados por la transmisión de la escolaridad. El papel de la educación es relativamente más importante en la parte de alta de la distribución condicional de ingresos. El análisis de la educación, al incluirla en las regresiones de transmisión intergeneracional, obedece a la hipótesis derivada de los modelos teóricos de que la inversión en capital humano es el principal mecanismo de transmisión intergeneracional del ingreso. El problema puede verse como uno en el que los padres invierten en activos (educación) para sus hijos, que les dan rendimientos cuando se vuelven adultos.

Aunque se ha avanzado considerablemente en la metodología para estimar la elasticidad intergeneracional del ingreso, mucho queda por investigar sobre los mecanismos que subyacen a la β intergeneracional. La literatura reciente ha tenido notables avances en dirección del análisis de la transmisión de otras características familiares entre generaciones. La generación de bases de datos cada vez más ricas permitirá hacer análisis que permitan explicar los complicados procesos detrás de la transmisión del ingreso y tomar decisiones de política que promuevan la igualdad de oportunidades en la sociedad.

Anexos

Anexo A. Supuestos suficientes para la estimación en dos muestras

En esta sección se muestran las condiciones suficientes para la estimación empleando dos muestras. Se sigue a Angrist y Krueger (1992), pp. 330 y 331.

Sea el modelo de interés:

$$y_i = X_i\delta + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n$$

donde X_i y ε_i pueden estar correlacionadas.

Suponer que existe un vector de variables instrumentales Z_i que tiene la siguientes propiedades:

$$\begin{aligned} Z'\varepsilon/\sqrt{n} &\sim N(0, \Omega) \\ p \lim_{n \rightarrow \infty} (Z'X/n) &= \Sigma_{ZX} \end{aligned}$$

Entonces, el estimador de VI es:

$$\hat{\delta} = (X'Z\Omega^{-1}Z'X)^{-1}X'Z\Omega^{-1}Z'y$$

En la práctica, Ω es reemplazada por un estimador consistente, $\hat{\Omega}$, que para el caso de una muestra es $\sum_i Z_i'Z_i\hat{\varepsilon}_i^2/n$, donde $\hat{\varepsilon}_i$ es un estimador de ε obtenido usando MC2E para estimar δ .

Notar que el estimador de VI puede escribirse como una función de dos conjuntos de momentos muestrales. El primer conjunto consiste del producto cruzado de los instrumentos y los regresores, $Z'X/n$.

El segundo conjunto consiste del producto cruzado de los instrumentos y la variable dependiente, $Z'y/n$.

Suponer ahora que las observaciones de y , X y Z fueron tomadas de cada una de las poblaciones muestreadas en los dos conjuntos de datos. Las dos muestras se escriben como:

$$S_h = \{(y_{hi}, X_{hi}, Z_{hi}); \quad i = 1, \dots, n_h\}; \quad h = 1, 2$$

Sin embargo, los conjuntos de datos a los que se tiene acceso contienen sólo a y_1 y Z_1 en una muestra y a X_2 y Z_2 en otra. Entonces, un conjunto de supuestos suficientes para la estimación en dos muestras se escribe formalmente como:

Supuesto A1:

- (1) $p \lim_{n_h \rightarrow \infty} (Z'_h X_h / n_h) = \Sigma_{ZX} \quad | \quad \sqrt{n_h} (Z'_h X_h \delta / n_h - \Sigma_{ZX} \delta) \sim N(0, \omega_h); \quad h = 1, 2$
- (2) $(Z'_1 [y_1 - X_1 \delta] / \sqrt{n_1} \equiv (Z'_1 \varepsilon_1) / \sqrt{n_1} \sim N(0, \gamma_1)$

Sea $g_n(\delta) = Z'_1 y_1 / n_1 - Z'_2 X_2 \delta / n_2$ y notando que $g_n(\delta) = Z'_1 \varepsilon_1 / n_1 + (Z'_1 X_1 - Z'_2 X_2 / n_2) \delta$, el supuesto A1 implica las condiciones de momentos que motivan la estimación en dos muestras: $g_n(\delta)$ tiene probabilidad límite cero en tanto $n_1, n_2 \rightarrow \infty$.

El supuesto A1 es suficiente para la estimación en dos muestras. Sin embargo, la aplicación del estimador en dos muestras se simplifica al restringir las muestras a que cumplan lo siguiente:

Supuesto A2:

- (1) Los momentos estimados de la muestra 1 son independientes de los momentos estimados de la muestra 2.
- (2) Sea $n_2[n_1]$ el número de observaciones de la segunda muestra, vista como función del número

de observaciones de la primera, entonces $\lim_{n_1 \rightarrow \infty} (n_1/n_2[n_1]) = k$ para alguna constante k .

Estos supuestos llevan a una forma simple y computacionalmente accesible de la matriz de ponderadores y permite usar n_1 en la normalización, en lugar de una normalización más compleja de los momentos provenientes de S_h usando n_h . En particular, usando A2, $\sqrt{n_1}g_n(\delta)$ tiene una matriz de covarianzas límite $\Phi = \phi_1 + k\omega_2$, donde ϕ_1 es la matriz de covarianzas límite de $([Z'_1 y_1/n_1] - \Sigma_{ZX}\delta)$. Para ver esto, notar que:

$$g_n(\delta) = \{Z'_1/n_1 - \Sigma_{ZX}\delta\} - (\sqrt{n_1}/\sqrt{n_2})\{[Z'_2 X_2\delta/\sqrt{n_1}\sqrt{n_2}] - [(\sqrt{n_2}/\sqrt{n_1})\Sigma_{ZX}\delta]\}$$

tal que cuando $n_1 \rightarrow \infty$

$$\begin{aligned} \sqrt{n_1}g_n(\delta) &\sim \{\sqrt{n_1}[Z'_1 y_1/n_1 - \Sigma_{ZX}\delta] - \sqrt{k}\sqrt{n_2}[Z'_2 X_2\delta/n_2 - \Sigma_{ZX}\delta]\} \\ &\sim N(0, \phi_1 + k\omega_2) \end{aligned}$$

El estimador óptimo $\hat{\delta}$ minimiza una forma cuadrática del Método Generalizado de Momentos (MGM), $\hat{m}_n(\delta) = n_1 g_n(\delta)' \Phi^{-1} g_n(\delta)$. Esta forma cuadrática es minimizada por:

$$\hat{\delta} = ([X'_2 Z_2/n_2] \Phi^{-1} [Z'_2 X_2/n_2])^{-1} \times [X'_2 Z_2/n_2] \Phi^{-1} [Z'_1 y_1/n_1]$$

Nótese que se puede reemplazar Φ en la fórmula anterior por $\Phi/n_1 = \hat{\phi}_1/n_1 + \hat{\omega}_2/n_2$, donde $\hat{\phi}_1$ y $\hat{\omega}_2$ son estimadores consistentes. Por tanto, al restringir el límite de la muestra de n_1/n_2 en A2(2) no se afetan los estimadores empleados.

Anexo B. Tablas

Tabla 1: Selección de los hijos en la muestra (varones de 25 a 40 años en 2006)

	Educación del padre disponible		Educación del padre no disponible		Todos (5)
	Ingreso cero (1)	Ingreso positivo (2)	Ingreso cero (3)	Ingreso positivo (4)	
N	384.00	1784.00	9.00	52.00	2229.00
Edad, media	32.15	32.52	30.78	33.52	32.48
Educación					
Media	9.83*	9.10	9.33	7.92*	9.20
Desv. Est.	3.89	3.65	2.55	3.75	3.71
Log ingresos					
Media		7.97		8.02	7.97
Desv. Est.		0.68		0.61	0.68

Se realizó una prueba de medias de cada variable con respecto a la media de la muestra total

Cifras en negritas corresponden a la muestra de hijos seleccionada

* Cifras estadísticamente distintas a la media de todos los individuos (al 10 %)

Tabla 2: Prueba *t* de diferencias de medias del ingreso por grupo de edad (padres)

Edad	39	41	43	45	47	49	51	53	55
39	0.000	-1454.817	-1157.871	-444.939	-1995.949	-228.196	198.695	-224.771	-615.581
t	(0.000)	(-1.256)	(-1.022)	(-0.489)	(-1.658)	(-0.218)	(0.229)	(-0.242)	(-0.430)
41		0.000	296.946	1009.878	-541.132	1226.621	1653.512	1230.046	839.236
t		(0.000)	(0.204)	(0.758)	(-0.340)	(0.854)	(1.259)	(0.868)	(0.446)
43			0.000	712.932	-838.078	929.675	1356.566	933.1	542.29
t			(0.000)	(0.552)	(-0.533)	(0.660)	(1.071)	(0.684)	(0.291)
45				0.000	-1551.01	216.743	643.634	220.168	-170.642
t				(0.000)	(-1.141)	(0.187)	(0.709)	(0.228)	(-0.106)
47					0.000	1767.753	2194.644	1771.178	1380.368
t					(0.000)	(1.176)	(1.661)	(1.246)	(0.687)
49						0.000	426.891	3.425	-387.385
t						(0.000)	(0.385)	(0.003)	(-0.217)
51							0.000	-423.466	-814.276
t							(0.000)	(-0.482)	(-0.518)
53								0.000	-390.81
t								(0.000)	(-0.231)
55									0.000
t									(0.000)

La hipótesis nula es que la diferencia de las medias es cero

Ninguna diferencia es estadísticamente distinta de cero

Para cada año, se toman los ingresos de los grupos de edad del año previo y el año siguiente

Tabla 3: Prueba F de diferencias de varianzas del ingreso por grupo de edad (padres)

Edad	39	41	43	45	47	49	51	53	55
39	1.000	0.597	0.628	1.032*	0.616	0.764	1.238	1.198	0.515
F	(1.000)	(0.356)	(0.395)	(1.066)	(0.379)	(0.584)	(1.533)	(1.436)	(0.265)
41		1.000	1.053*	1.729	1.031*	1.281	2.074	2.007	0.863
F		(1.000)	(1.109)	(2.991)	(1.064)	(1.640)	(4.303)	(4.030)	(0.745)
43			1.000	1.642	0.979*	1.216	1.970	1.906	0.820
F			(1.000)	(2.698)	(0.959)	(1.479)	(3.881)	(3.635)	(0.672)
45				1.000	0.596	0.740	1.199	1.161	0.499
F				(1.000)	(0.356)	(0.548)	(1.439)	(1.347)	(0.249)
47					1.000	1.242	2.011	1.946	0.837
F					(1.000)	(1.542)	(4.045)	(3.788)	(0.700)
49						1.000	1.620	1.568	0.674
F						(1.000)	(2.624)	(2.458)	(0.454)
51							1.000	0.968*	0.416
F							(1.000)	(0.936)	(0.173)
53								1.000	0.430
F								(1.000)	(0.185)
55									1.000
F									(1.000)

La hipótesis nula es que el cociente de desviaciones estándar es la unidad

Para cada año, se toman los ingresos de los grupos de edad del año previo y el año siguiente

* Coeficientes estadísticamente iguales a la unidad

Tabla 4: Características de la muestra

VARIABLES	Obs.	Media	Desv. Est	Mín.	Máx.
Reporte de los hijos (2006) *					
Edad	1784	32.52	4.75	25.00	40.00
Educación	1784	9.10	3.65	0.00	20.00
Ingreso	1784	4338.52	4662.18	200.00	150000.00
Log del ingreso	1784	7.97	0.68	5.12	11.74
Edad del padre (1992)	1784	48.65	10.55	25.00	86.00
Educación del padre (1992)	1784	4.53	3.81	0.00	20.00
Reporte de los padres (1992) **					
Edad	3075	46.00	4.82	39.00	55.00
Educación	3075	4.80	4.67	0.00	20.00
Ingreso	3075	1962.43	5301.21	3.67	123288.30
Log del ingreso	3075	8.20	1.17	2.73	13.16

* Datos de la EMS 2006

** Datos de la ENIGH92

Los datos monetarios representan valores reales (2002=100)

Tabla 5: Clasificaciones de ocupación y educación

Categoría	CMO*	Ocupación	Educación	
			MC2E2M	Años de Educación
OCUP01	Sin ocupación			
OCUP02	Profesionistas		EDUC1	0-5
OCUP03	Técnicos		EDUC2	6-8
OCUP04	Educación		EDUC3	9-11
OCUP05	Arte, espectáculo y deporte		EDUC4	12-14
OCUP06	Funcionarios y directivos		EDUC5	>14
OCUP07	Agrícolas, ganaderos, silvícolas, caza y pesca			Pseudopanel
OCUP08	Jefes y supervisores en fabricación artesanal e industrial		Categoría	Años de Educación
OCUP09	Artesanos y trabajadores fabriles en la ind. de la transf.			
OCUP10	Operadores de maquinaria fija y equipos en la industria		Cat. 01	0
OCUP11	Ayudantes y peones en la fabricación artesanal e industrial		Cat. 02	0-5
OCUP12	Conductores de maquinaria y medios de transporte		Cat. 03	6
OCUP13	Jefes de departamento, coordinadores y supervisores		Cat. 04	7-8
OCUP14	Trabajadores de apoyo en actividades administrativas		Cat. 05	9
OCUP15	Comerciantes, empleados del comercio y agentes de ventas		Cat. 06	10-11
OCUP16	Ambulantes		Cat. 07	12
OCUP17	Servicios personales en establecimientos		Cat. 08	14-15
OCUP18	Servicios domésticos		Cat. 09	>15
OCUP19	Protección, vigilancia y fuerzas armadas			
OCUP20	Otros			

* Clasificación Mexicana de Ocupaciones

Tabla 6: Resultados de la regresión de la primera etapa

Variables	(1) LINGP		(2) LINGP		(3) LINGP		(4) LINGP		(5) LINGP		(6) LINGP	
	Coef.	E.E.	Coef.	E.E.	Coef.	E.E.	Coef.	E.E.	Coef.	E.E.	Coef.	E.E.
EDAD	0.225***	(0.080)	0.227***	(0.081)	0.12	(0.081)	0.179**	(0.078)	0.176**	(0.078)	0.149**	(0.071)
EDADC	-0.002***	(0.001)	-0.002***	(0.001)	-0.001	(0.001)	-0.002**	(0.001)	-0.002**	(0.001)	-0.002**	(0.001)
EDUCACION	0.138***	(0.004)					0.093***	(0.005)				
OCUP01					-2.084***	(0.154)	-1.022***	(0.160)	-0.878***	(0.178)	-1.015***	(0.171)
OCUP03					-0.920***	(0.162)	-0.271*	(0.159)	-0.025	(0.182)	-0.162	(0.174)
OCUP04					-0.476***	(0.182)	-0.353**	(0.174)	-0.216	(0.180)	-0.109	(0.167)
OCUP05					-1.268***	(0.229)	-0.425*	(0.224)	-0.265	(0.237)	-0.405*	(0.222)
OCUP06					0.126	(0.160)	0.415***	(0.154)	0.566***	(0.161)	0.274*	(0.158)
OCUP07					-2.149***	(0.126)	-0.853***	(0.142)	-0.732***	(0.160)	-0.801***	(0.155)
OCUP08					-0.771***	(0.186)	-0.073	(0.183)	0.097	(0.197)	0.07	(0.186)
OCUP09					-1.631***	(0.130)	-0.510***	(0.140)	-0.360**	(0.161)	-0.416***	(0.155)
OCUP10					-1.562***	(0.164)	-0.482***	(0.169)	-0.327*	(0.188)	-0.408**	(0.178)
OCUP11					-2.079***	(0.146)	-0.837***	(0.157)	-0.700***	(0.175)	-0.764***	(0.167)
OCUP12					-1.398***	(0.142)	-0.349**	(0.148)	-0.187	(0.170)	-0.241	(0.163)
OCUP13					-0.452***	(0.172)	0.008	(0.167)	0.204	(0.180)	0.113	(0.171)
OCUP14					-1.372***	(0.169)	-0.545***	(0.168)	-0.345*	(0.190)	-0.397**	(0.180)
OCUP15					-1.043***	(0.140)	-0.212	(0.143)	-0.035	(0.162)	-0.133	(0.156)
OCUP16					-1.699***	(0.168)	-0.680***	(0.171)	-0.525***	(0.190)	-0.572***	(0.179)
OCUP17					-1.905***	(0.149)	-0.780***	(0.157)	-0.623***	(0.177)	-0.680***	(0.168)
OCUP18					-1.952***	(0.300)	-0.711**	(0.296)	-0.607**	(0.307)	-0.668**	(0.281)
OCUP19					-1.712***	(0.166)	-0.660***	(0.170)	-0.495***	(0.190)	-0.544***	(0.179)
OCUP20					-3.007***	(0.181)	-1.506***	(0.194)	-1.511***	(0.205)	-1.499***	(0.193)
EDUC02			0.651***	(0.044)					0.447***	(0.045)	0.382***	(0.041)
EDUC03			0.911***	(0.069)					0.573***	(0.071)	0.493***	(0.065)
EDUC04			1.351***	(0.076)					0.820***	(0.086)	0.775***	(0.078)
EDUC05			2.201***	(0.074)					1.521***	(0.109)	1.240***	(0.106)
CONS	2.277	(1.854)	2.497	(1.876)	7.174***	(1.881)	4.126**	(1.805)	4.229**	(1.816)	4.879***	(1.655)
Est. F	442.900		205.320		60.070		76.220		65.230		59.960	
Obs.	3,075		3,075		3075		3,075		3,075		3,002	
R Cuadrada Ajust.	0.301		0.285		0.288		0.350		0.343		0.329	

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 7: Log del ingreso del padre en 1992 ajustado con los coeficientes de la primera etapa

Variables	Obs.	Media	Desv. Est.	Mín.	Máx.
LINGPUNO*	1784	8.010	0.641	4.916	10.299
LINGPDOS**	1784	7.993	0.645	4.879	10.483
LINGPTRES***	1784	8.010	0.564	5.470	9.986

* Con nivel de educación y categorías de ocupación

** Con categorías de educación y categorías de ocupación

*** Con categorías de educación y categorías de ocupación, muestra de padres truncada

Tabla 8: Resultados de la regresión de la segunda etapa

Variables	(1)		(2)		(3)		(4)	
	LINGH		LINGH		LINGH		LINGHADJ	
	Coef.	E.E.	Coef.	E.E.	Coef.	E.E.	Coef.	E.E.
LINGPDOS	0.312***	(0.029)					0.196***	(0.014)
EDAD	0.109**	(0.052)	0.108**	(0.052)	0.086*	(0.049)	0.115***	(0.025)
EDADC	-0.001*	(0.001)	-0.001*	(0.001)	-0.001	(0.001)	-0.002***	(0.000)
LINGPUNO			0.329***	(0.028)				
LINGPTRES					0.310***	(0.029)		
CONS.	3.464***	(0.844)	3.342***	(0.847)	3.879***	(0.795)	4.329***	(0.405)
Obs.	1784		1784		1761		1784	
R Cuadrada Ajust.	0.095		0.103		0.085		0.184	

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Todos los errores son errores bootstrap

Tabla 9: Log del ingreso del hijo en 2006, reportado y ajustado

Variables	Obs.	Media	Desv. Est.	Mín.	Máx.
LINGH	1784	7.9695	0.6788	5.1229	11.7430
LINGHADJ	1784	7.9695	0.3292	6.9437	9.8300

* Ajustado con un polinomio de edad, categorías de educación y categorías de ocupación

Tabla 10: Coeficientes de regresión variando la edad del hijo

Variables	LINGH								
Gpo. Edad	26	27	28	29	30	31	32	33	
LINGPDOS	0.301	0.325	0.403	0.403	0.416	0.369	0.360	0.436	
E.E.	(0.078)	(0.069)	(0.074)	(0.083)	(0.074)	(0.063)	(0.068)	(0.073)	
EDAD	0.280	-0.156	-0.271	-0.194	-0.150	1.291	1.516	-1.428	
E.E.	(1.738)	(0.894)	(0.979)	(1.016)	(0.940)	(1.089)	(1.113)	(1.145)	
EDADC	-0.005	0.003	0.005	0.004	0.003	-0.021	-0.024	0.021	
E.E.	(0.033)	(0.017)	(0.017)	(0.018)	(0.016)	(0.018)	(0.017)	(0.017)	
CONS.	1.500	7.016	8.231	6.815	6.273	-15.158	-19.117	28.151	
E.E.	(22.991)	(12.147)	(13.725)	(14.752)	(14.133)	(16.806)	(17.515)	(18.942)	
Obs.	398	490	477	465	474	427	404	375	
R Cuadrada Ajust.	0.059	0.072	0.106	0.108	0.114	0.095	0.090	0.124	
Variables	LINGH								
Gpo. Edad	34	35	36	37	38	39	40	41	
LINGPDOS	0.461	0.468	0.456	0.495	0.479	0.486	0.461	0.460	
E.E.	(0.072)	(0.082)	(0.078)	(0.067)	(0.066)	(0.069)	(0.078)	(0.090)	
EDAD	-1.588	-0.097	2.600	0.227	0.545	-1.186	-0.221	-2.730	
E.E.	(1.182)	(1.235)	(1.344)	(1.344)	(1.520)	(1.624)	(1.688)	(2.219)	
EDADC	0.024	0.002	-0.036	-0.003	-0.008	0.015	0.003	0.033	
E.E.	(0.017)	(0.018)	(0.019)	(0.018)	(0.020)	(0.021)	(0.021)	(0.027)	
CONS.	30.875	4.921	-42.496	-0.098	-5.463	27.890	8.516	60.087	
E.E.	(20.231)	(21.777)	(24.128)	(24.821)	(28.866)	(31.533)	(33.570)	(45.082)	
Obs.	378	339	352	346	342	286	296	257	
R Cuadrada Ajust.	0.141	0.155	0.141	0.159	0.144	0.161	0.125	0.123	
Variables	LINGH								
Gpo. Edad	42	43	44	45	46	47	48	49	50
LINGPDOS	0.383	0.375	0.400	0.401	0.449	0.496	0.334	0.254	0.376
E.E.	(0.090)	(0.111)	(0.115)	(0.130)	(0.136)	(0.152)	(0.186)	(0.217)	(0.255)
EDAD	-0.621	3.592	2.783	-0.831	-5.723	-0.873	-0.040	7.014	8.338
E.E.	(2.154)	(2.509)	(2.720)	(2.850)	(3.515)	(3.784)	(4.840)	(6.327)	(5.739)
EDADC	0.008	-0.042	-0.032	0.009	0.062	0.010	0.001	-0.072	-0.085
E.E.	(0.026)	(0.029)	(0.031)	(0.032)	(0.038)	(0.040)	(0.051)	(0.065)	(0.057)
CONS.	16.706	-72.159	-55.334	24.571	136.366	22.969	4.438	-165.171	-200.082
E.E.	(45.180)	(53.919)	(59.424)	(63.934)	(81.038)	(88.241)	(115.516)	(153.455)	(143.057)
Obs.	227	193	195	156	143	120	92	66	49
R Cuadrada Ajust.	0.083	0.076	0.088	0.089	0.130	0.119	0.043	0.018	0.096

Todos los errores son errores bootstrap

Tabla 11: Coeficientes de regresión variando la edad del padre

Variables	LINGH									
Gpo. Edad	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43
LINGPDOS	0.434	0.342	0.486	0.127	0.085	0.200	0.330	0.318	0.495	0.540
E.E.	(0.268)	(0.275)	(0.210)	(0.193)	(0.142)	(0.162)	(0.102)	(0.102)	(0.084)	(0.085)
EDAD	2.311	1.767	-0.496	-0.978	-1.325	-0.612	-0.193	-0.112	-0.228	-0.086
E.E.	(2.130)	(2.019)	(0.829)	(0.771)	(0.472)	(0.556)	(0.306)	(0.260)	(0.207)	(0.172)
EDADC	-0.035	-0.027	0.007	0.014	0.020	0.009	0.003	0.002	0.004	0.001
E.E.	(0.033)	(0.031)	(0.012)	(0.011)	(0.007)	(0.008)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.002)
CONS.	-33.205	-23.173	12.483	23.663	29.458	16.473	8.538	7.083	7.687	4.953
E.E.	(34.394)	(33.742)	(14.555)	(13.307)	(8.260)	(9.656)	(5.478)	(4.696)	(3.653)	(3.198)
Obs.	41	50	69	76	104	107	189	200	233	243
R Cuadrada Ajust.	0.074	0.021	0.088	-0.004	0.040	0.019	0.063	0.060	0.149	0.155
	LINGH									
Gpo. Edad	44	45	46	47	48	49	50	51	52	53
LINGPDOS	0.487	0.456	0.445	0.415	0.412	0.407	0.421	0.403	0.394	0.411
E.E.	(0.082)	(0.090)	(0.082)	(0.072)	(0.067)	(0.066)	(0.069)	(0.065)	(0.069)	(0.074)
EDAD	-0.041	-0.046	-0.031	-0.023	0.030	0.058	0.157	0.181	0.155	0.126
E.E.	(0.147)	(0.124)	(0.128)	(0.105)	(0.107)	(0.096)	(0.088)	(0.072)	(0.064)	(0.070)
EDADC	0.001	0.001	0.000	0.000	-0.000	-0.001	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002
E.E.	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
CONS.	4.623	4.953	4.885	4.987	4.078	3.644	1.587	1.286	1.852	2.280
E.E.	(2.806)	(2.490)	(2.496)	(2.048)	(2.022)	(1.925)	(1.780)	(1.525)	(1.408)	(1.578)
Obs.	294	276	305	331	362	352	410	414	422	394
R Cuadrada Ajust.	0.131	0.112	0.112	0.098	0.118	0.114	0.124	0.122	0.117	0.109
	LINGH									
Gpo. Edad	54	55	56	57	58	59	60	61	62	63
LINGPDOS	0.422	0.476	0.493	0.512	0.439	0.454	0.436	0.437	0.368	0.458
E.E.	(0.072)	(0.076)	(0.071)	(0.069)	(0.067)	(0.069)	(0.067)	(0.074)	(0.092)	(0.118)
EDAD	0.082	0.045	0.046	0.015	0.007	-0.001	-0.001	0.006	0.003	0.021
E.E.	(0.053)	(0.062)	(0.061)	(0.054)	(0.059)	(0.066)	(0.060)	(0.066)	(0.072)	(0.082)
EDADC	-0.001	-0.001	-0.001	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000
E.E.	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
CONS.	3.003	3.310	3.176	3.635	4.376	4.563	4.709	4.585	5.222	4.180
E.E.	(1.164)	(1.389)	(1.335)	(1.253)	(1.324)	(1.500)	(1.365)	(1.492)	(1.755)	(1.945)
Obs.	467	403	416	393	436	365	420	399	406	318
R Cuadrada Ajust.	0.098	0.110	0.114	0.120	0.085	0.105	0.087	0.079	0.047	0.064

Todos los errores son errores bootstrap

Tabla 12: Coeficientes de regresión de la estimación por regresión cuantil

LINGH				
Cuantil	Variables	Coef. *	E.E.	Pseudo R Cuad.
MCO	LINGPDOS	0.300	(0.029)	0.081
	CONS	5.574	(0.229)	
0.1	LINGPDOS	0.360	(0.045)	0.034
	CONS	4.305	(0.380)	
0.2	LINGPDOS	0.281	(0.034)	0.029
	CONS	5.268	(0.274)	
0.3	LINGPDOS	0.261	(0.039)	0.039
	CONS	5.614	(0.316)	
0.4	LINGPDOS	0.240	(0.039)	0.028
	CONS	5.964	(0.310)	
0.5	LINGPDOS	0.262	(0.020)	0.040
	CONS	5.916	(0.166)	
0.6	LINGPDOS	0.236	(0.028)	0.029
	CONS	6.266	(0.227)	
0.7	LINGPDOS	0.265	(0.033)	0.037
	CONS	6.170	(0.262)	
0.8	LINGPDOS	0.296	(0.041)	0.042
	CONS	6.084	(0.323)	
0.9	LINGPDOS	0.280	(0.044)	0.047
	CONS	6.467	(0.345)	

Sólo se incluye un término lineal del ingreso del padre

Estimación con 1784 observaciones

Todos los errores son errores bootstrap

* Todas las variables son significativas al 1 %

Tabla 13: Coeficientes de regresión de la estimación por regresión cuantil con términos cuadráticos

		LINGH		
Cuantil	Variabes	Coef.	E.E.	Pseudo R Cuad.
MCO	LINGPDOS	-0.968***	(0.287)	0.090
	LINGPDOSC	0.080***	(0.018)	
	CONS	10.588***	(1.148)	
0.1	LINGPDOS	0.506	(0.526)	0.034
	LINGPDOSC	-0.009	(0.032)	
	CONS	3.755*	(2.187)	
0.2	LINGPDOS	-0.114	(0.566)	0.029
	LINGPDOSC	0.024	(0.033)	
	CONS	6.887***	(2.405)	
0.3	LINGPDOS	-0.112	(0.536)	0.039
	LINGPDOSC	0.024	(0.033)	
	CONS	7.066***	(2.171)	
0.4	LINGPDOS	-0.318	(0.385)	0.030
	LINGPDOSC	0.037	(0.025)	
	CONS	8.055***	(1.517)	
0.5	LINGPDOS	-0.767	(0.574)	0.041
	LINGPDOSC	0.065*	(0.036)	
	CONS	9.980***	(2.281)	
0.6	LINGPDOS	-0.814	(0.561)	0.032
	LINGPDOSC	0.067*	(0.036)	
	CONS	10.367***	(2.213)	
0.7	LINGPDOS	-1.920***	(0.536)	0.046
	LINGPDOSC	0.14***	(0.034)	
	CONS	14.679***	(2.086)	
0.8	LINGPDOS	-2.011***	(0.425)	0.062
	LINGPDOSC	0.144***	(0.026)	
	CONS	15.282***	(1.737)	
0.9	LINGPDOS	-2.733***	(0.915)	0.078
	LINGPDOSC	0.190***	(0.058)	
	CONS	18.304***	(3.595)	

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Se incluye un término lineal y un término cuadrático del ingreso del padre

Estimación con 1784 observaciones

Todos los errores son errores bootstrap

Tabla 14: Coeficientes de regresión de las variables de circunstancia asociadas a la educación de los hijos

Variables	(1) EDUC	
	Coef.	E.E.
EDUCP	0.395***	(0.025)
OCUP01	0.000	(0.000)
OCUP03	-0.939	(1.073)
OCUP04	-0.301	(0.979)
OCUP05	-2.080*	(1.212)
OCUP06	1.495	(1.231)
OCUP07	-1.084	(0.791)
OCUP08	-0.928	(1.074)
OCUP09	-1.219	(0.769)
OCUP10	-0.551	(0.857)
OCUP11	-2.034**	(0.953)
OCUP12	-0.826	(0.787)
OCUP13	-0.652	(1.597)
OCUP14	-0.305	(0.923)
OCUP15	-0.570	(0.794)
OCUP16	-0.244	(0.967)
OCUP17	-0.893	(0.855)
OCUP18	-2.105**	(1.064)
OCUP19	-1.336	(0.877)
OCUP20	-0.360	(0.937)
RURAL	-0.714***	(0.172)
INDIG	-1.424***	(0.472)
CONS.	8.694***	(0.807)
Est. F	28.830	
Obs.	1784	
R Cuadrada Ajust.	0.247	

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 15: Educación de los hijos, reportada y ajustada por circunstancias

Variabes	Obs.	Media	Des. Est.	Mín.	Máy.
EDUC	1784	9.101457	3.650969	0	20
EDUCADJ*	1784	9.101457	1.846196	5.336207	16.50951

* Ver Sección 4.3 para los detalles sobre el ajuste por circunstancias

Tabla 16: Canal de la educación en la transmisión intergeneracional del ingreso

	MC2E2M		Regresión cuantil							
Var. Depend. LINGH		0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Panel A. Especificación sólo con ingreso del padre *										
LINGP2 a)	0.312	0.361	0.323	0.285	0.281	0.269	0.261	0.278	0.298	0.305
E.E.	(0.029)	(0.049)	(0.027)	(0.043)	(0.032)	(0.026)	(0.028)	(0.032)	(0.038)	(0.048)
Observ.	1784									
R Cuad. Adj.	0.095									
Panel B. Especificación incluyendo educación del hijo *										
LINGP2 b)	0.073	0.119	0.075	0.078	0.099	0.096	0.044	0.050	0.078	0.033
E.E.	(0.037)	(0.086)	(0.045)	(0.047)	(0.039)	(0.038)	(0.048)	(0.041)	(0.047)	(0.063)
EDUC c)	0.115	0.101	0.095	0.102	0.083	0.095	0.109	0.116	0.118	0.138
E.E.	(0.013)	(0.026)	(0.018)	(0.018)	(0.015)	(0.015)	(0.017)	(0.014)	(0.018)	(0.017)
Observ.	1784									
R Cuad. Adj.	0.139									
Panel C. Diferencia en los coeficientes del ingreso estimados										
a) - b)	0.239	0.241	0.248	0.207	0.183	0.173	0.218	0.228	0.220	0.273
% b)/a)	0.234	0.331	0.231	0.275	0.350	0.358	0.167	0.180	0.262	0.107
% c)/a)	0.367	0.279	0.293	0.356	0.294	0.352	0.419	0.416	0.395	0.454
% 1-b)/a)-c)/a)	0.399	0.390	0.476	0.368	0.356	0.290	0.415	0.404	0.343	0.440

* Las regresiones incluyen un polinomio cuadrático para la edad del hijo

Todos los errores son errores bootstrap

Tabla 17: Coeficientes de regresión de la estimación del pseudopanel

Variables	(1)		(2)		(3)		(4)	
	SUMHIJOS		SUMHIJOS		SUMHIJOS		SUMHIJOS	
	Coef.	E.E.	Coef.	E.E.	Coef.	E.E.	Coef.	E.E.
SUMPADRESP1 a)	0.591***	(0.123)						
SUMPADRESP2 b)			0.639***	(0.117)				
SUMPADRESP1T c)					0.592***	(0.124)		
SUMPADRESP2T d)							0.640***	(0.118)
CONS	12.557***	(0.334)	12.469***	(0.311)	12.560***	(0.335)	12.473***	(0.312)
Obs.	9		9		9		9	
R Cuadrada Ajust.	0.767		0.809		0.766		0.807	

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

a) Usando el ponderador 1

b) Usando el ponderador 2

c) Usando el ponderador 1 con la muestra truncada

d) Usando el ponderador 2 con la muestra truncada

Tabla 18: Elasticidad intergeneracional de la educación

Variable	(1)		(2)	
	Coef.	E.E.	Coef.	E.E.
EDUCP	0.460***	(0.020)	0.460***	(0.020)
EDAD			-0.091	(0.253)
EDADC			0.001	(0.004)
CONS	7.018***	(0.118)	8.425**	(4.062)
Obs.	1784		1784	
R Cuadrada Ajust.	0.230		0.230	

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Anexo C. Figuras

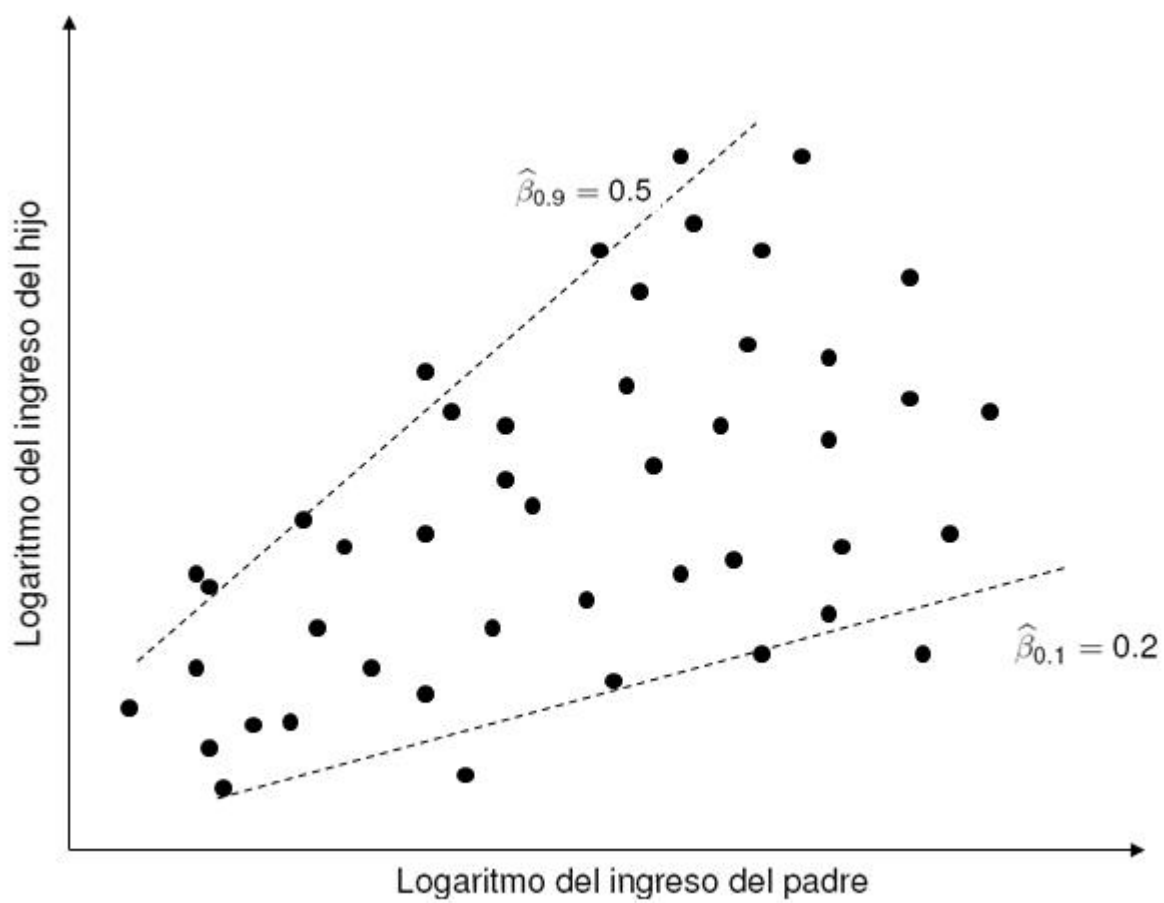


Figura 1: Distribución hipotética sin restricciones de crédito

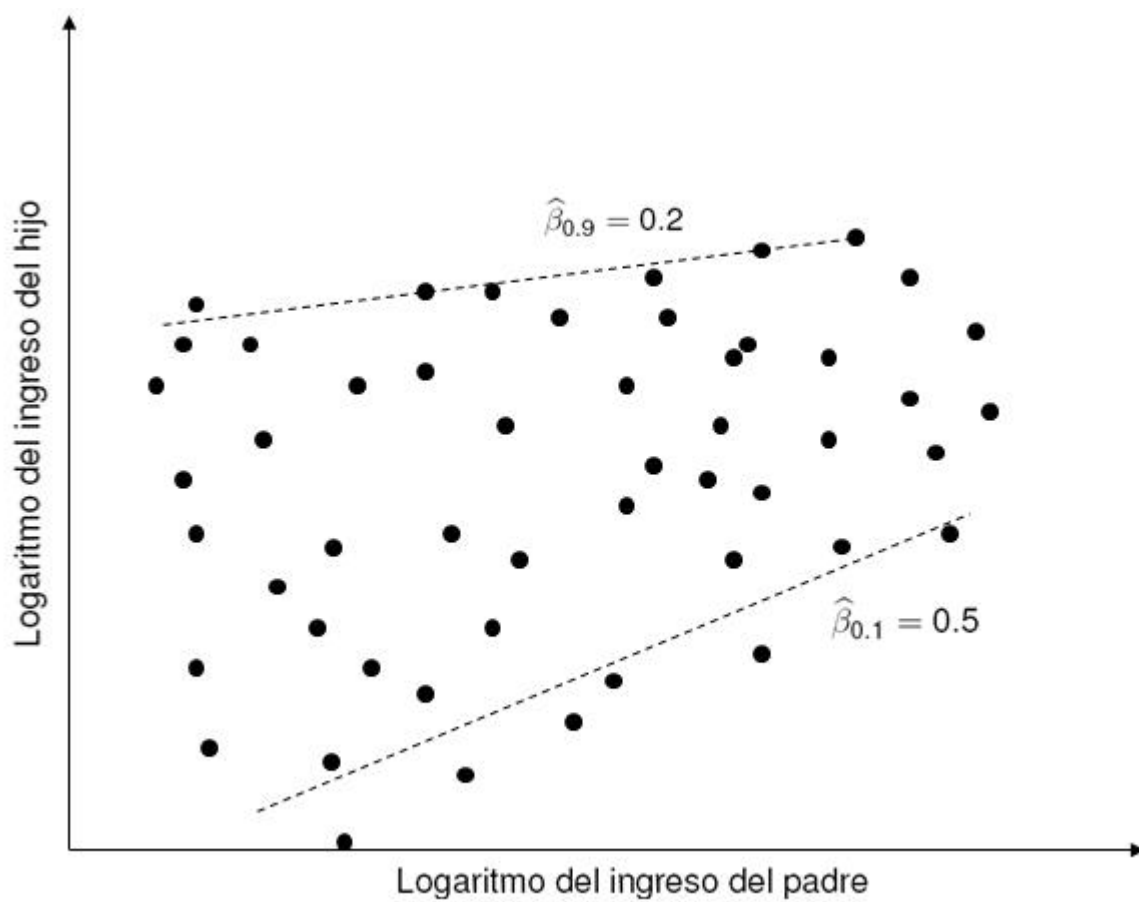
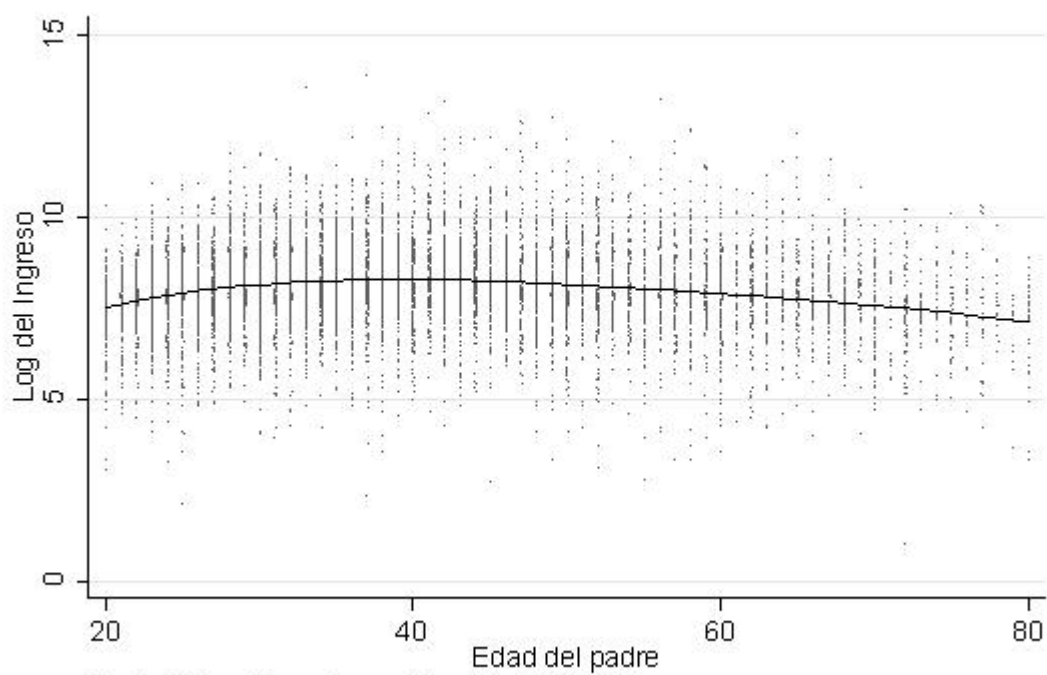


Figura 2: Distribución hipotética con restricciones de crédito



Fuente: Elaboración propia con datos de la ENIGH 1992

Figura 3: Log del ingreso del padre por edad en 1992

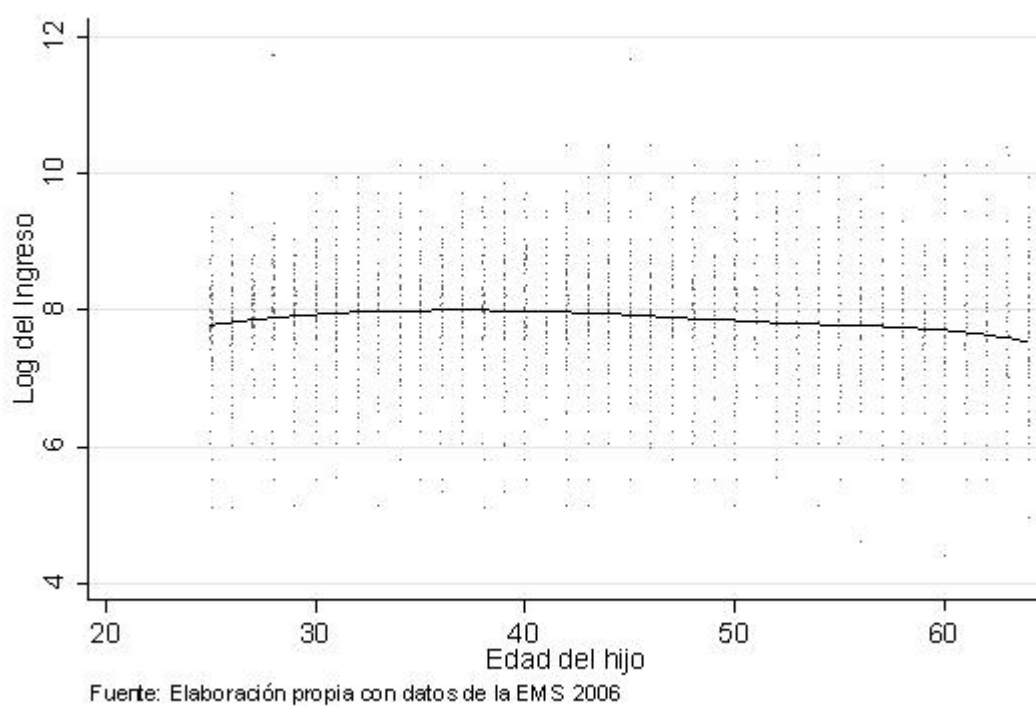


Figura 4: Log del ingreso del hijo por edad en 2006

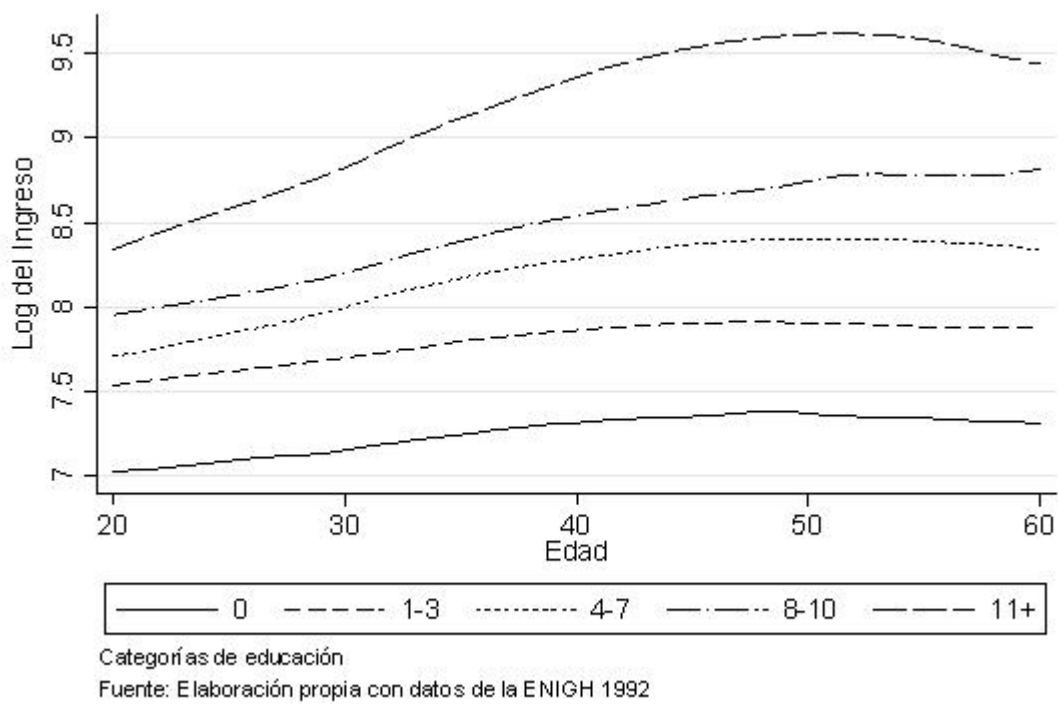


Figura 5: Relación entre el ingreso y la educación en 1992

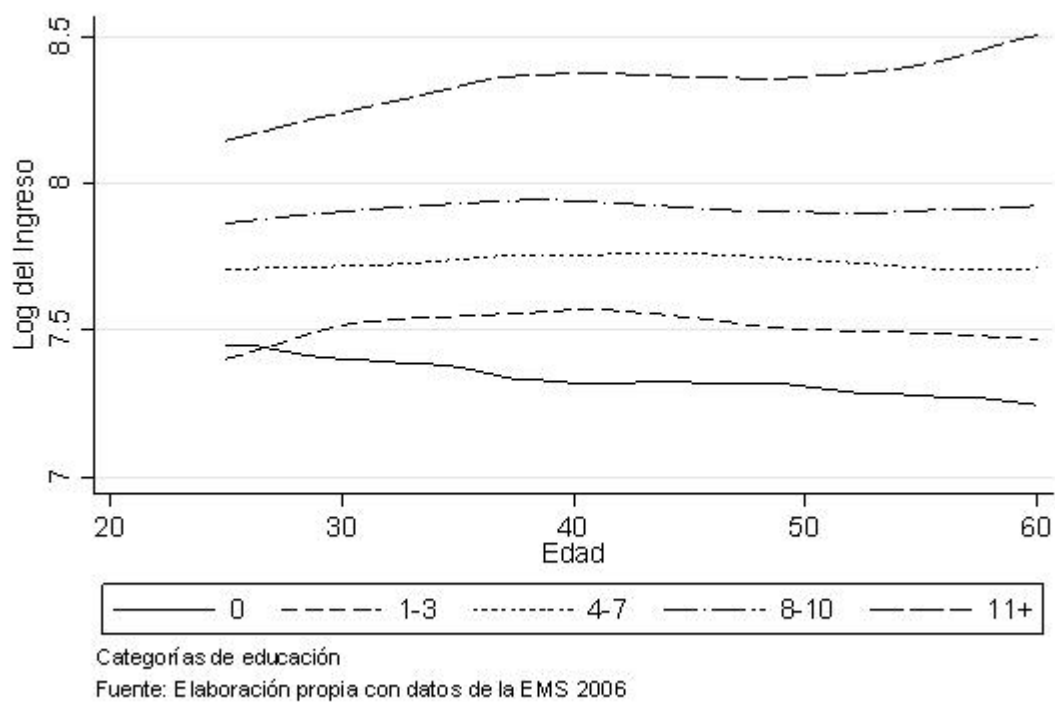


Figura 6: Relación entre el ingreso y la educación en 2006

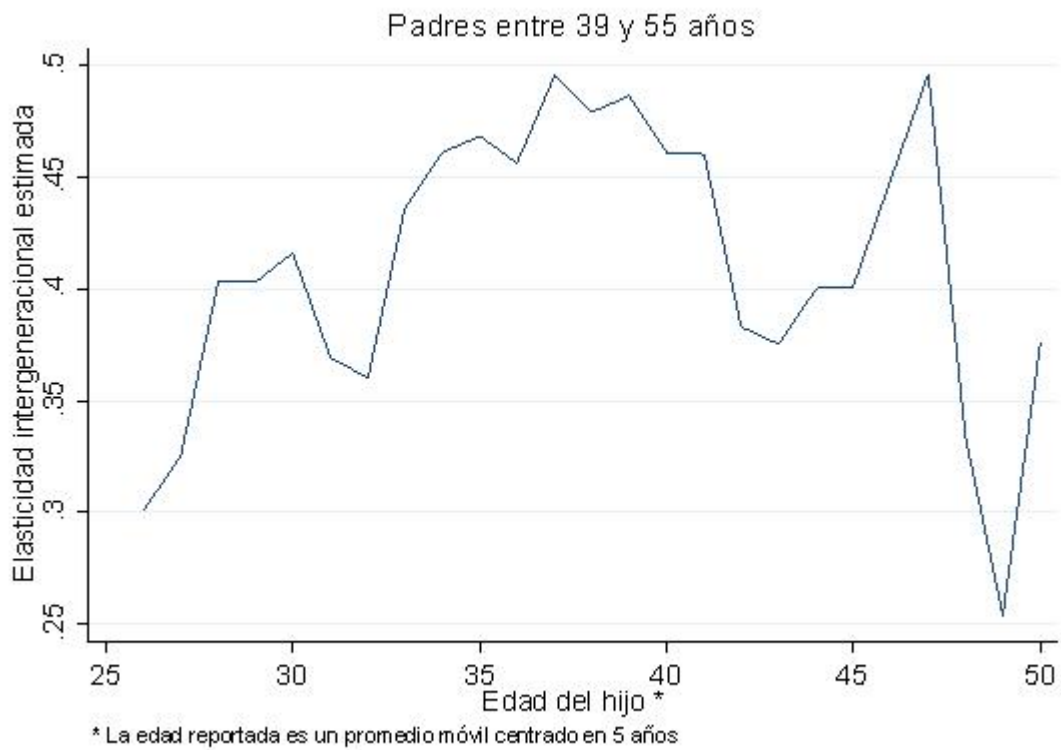


Figura 7: Elasticidad intergeneracional por edades del hijo

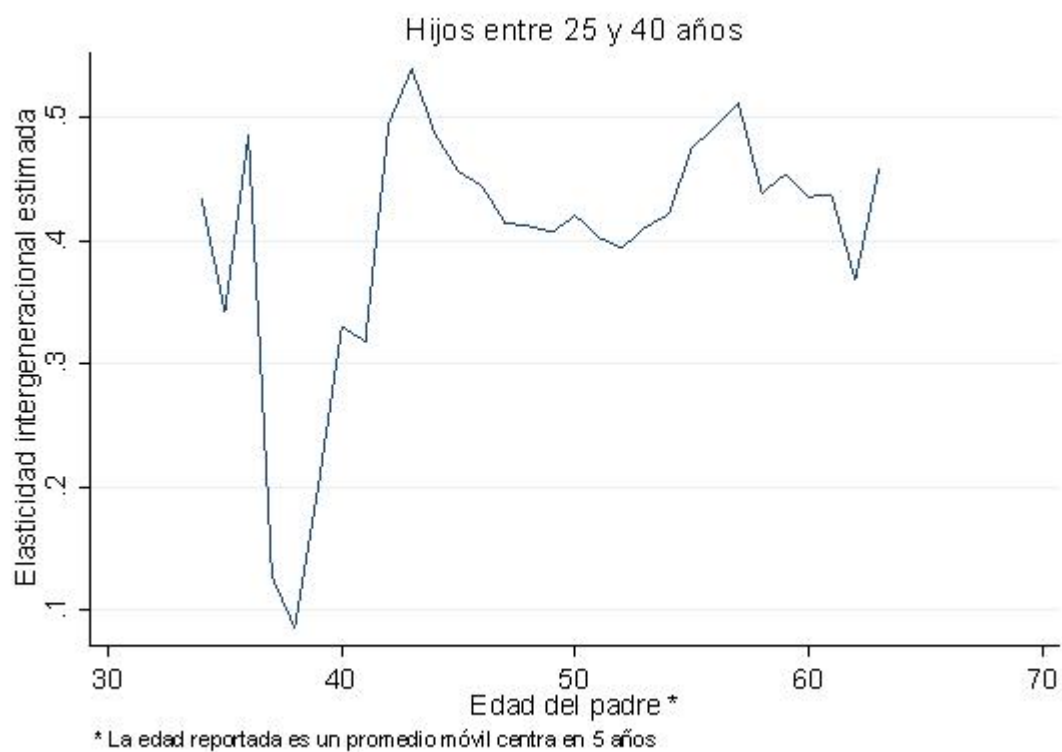


Figura 8: Elasticidad intergeneracional por edades del padre

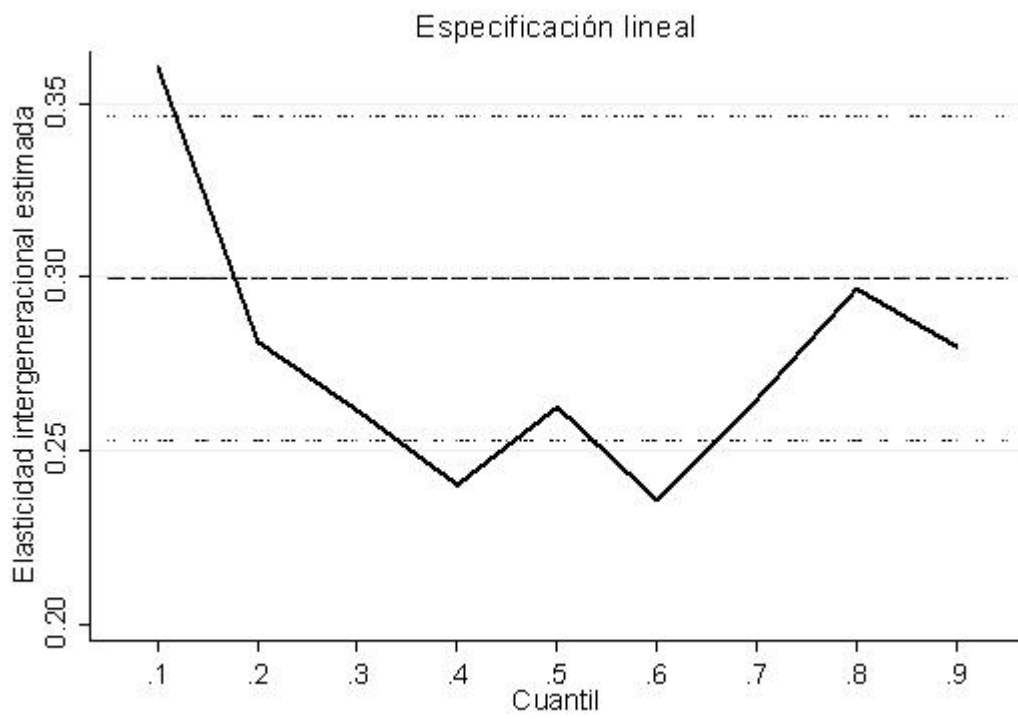


Figura 9: Elasticidad estimada por regresión cuantil

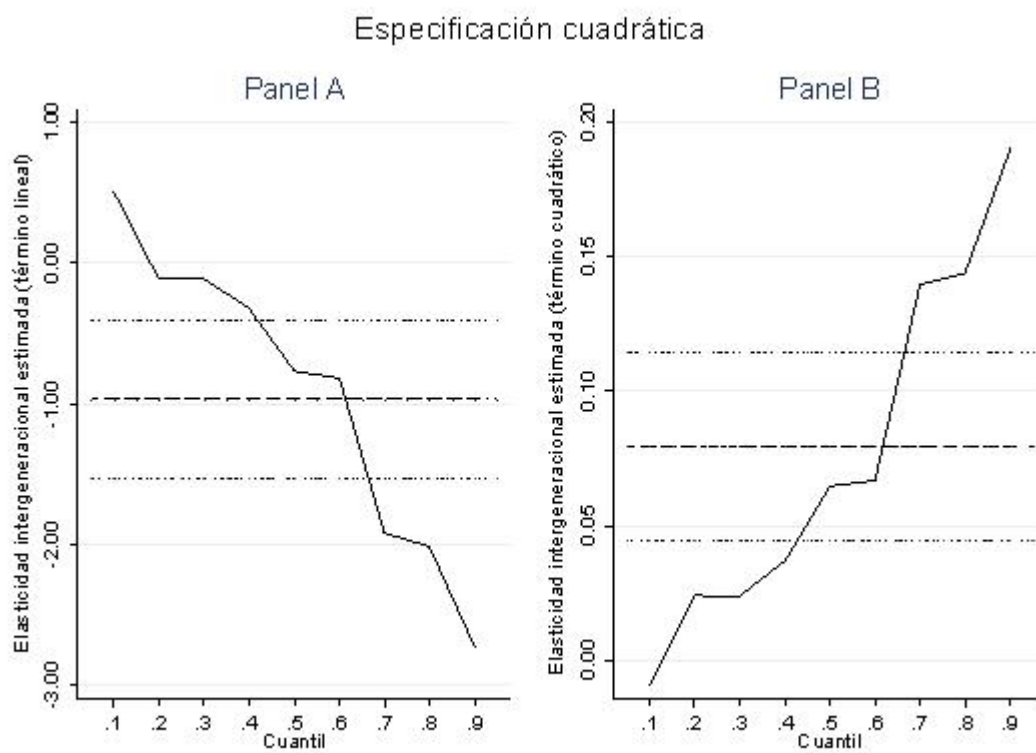


Figura 10: Elasticidad estimada por regresión cuantil

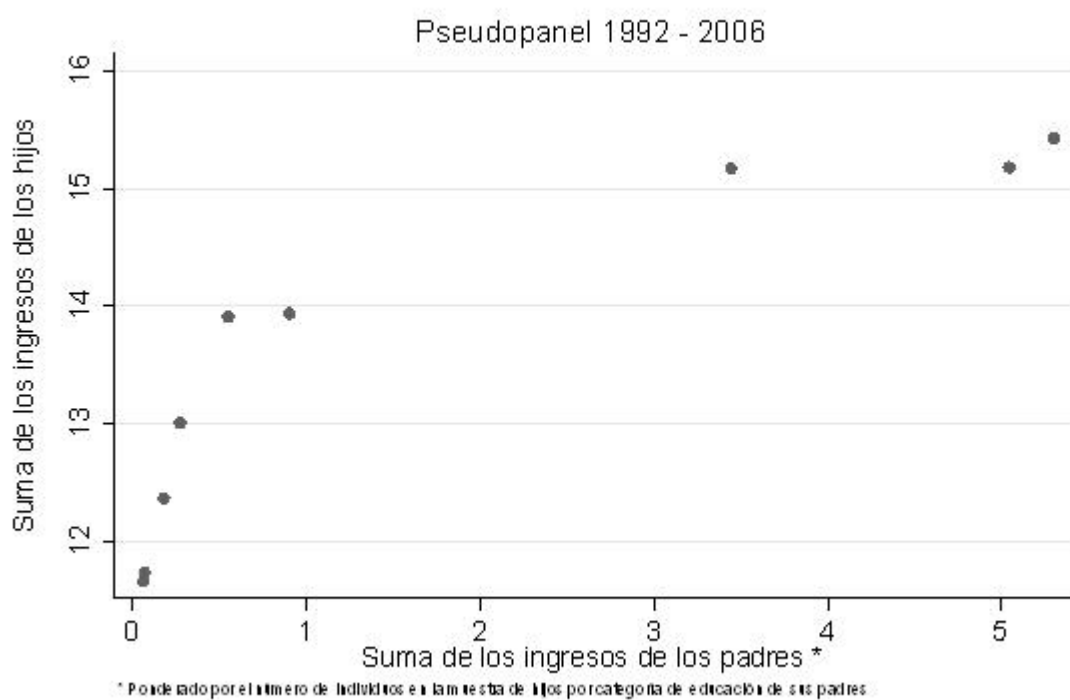


Figura 11: Suma del ingreso de los hijos y de los padres (con el Ponderador 1)

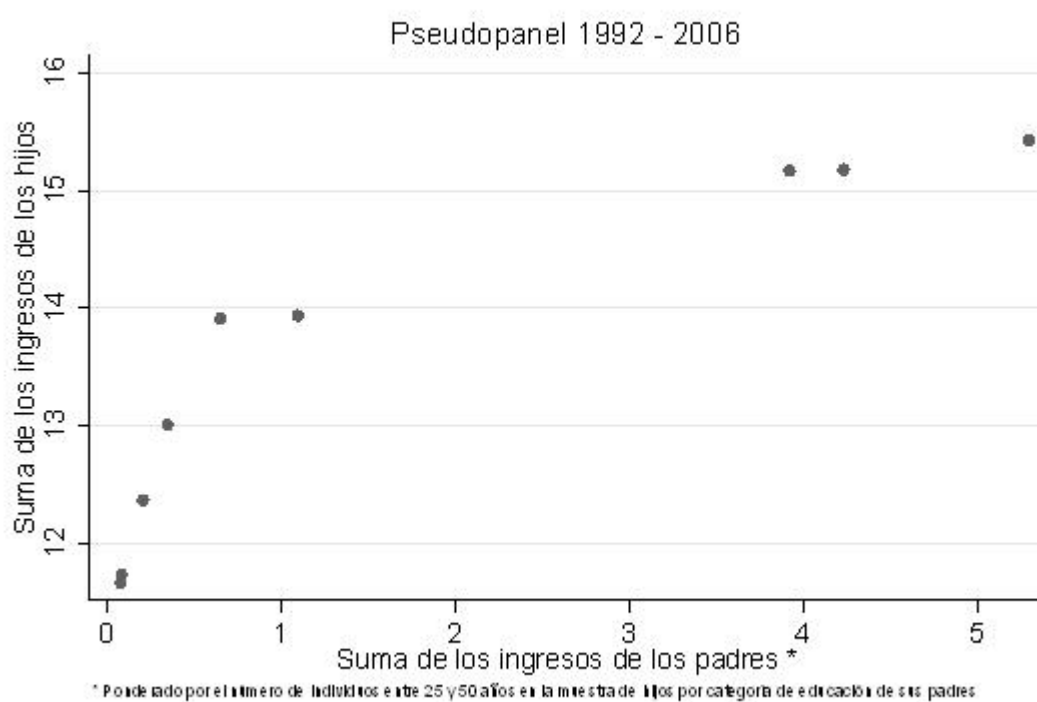


Figura 12: Suma del ingreso de los hijos y de los padres (con el Ponderador 2)

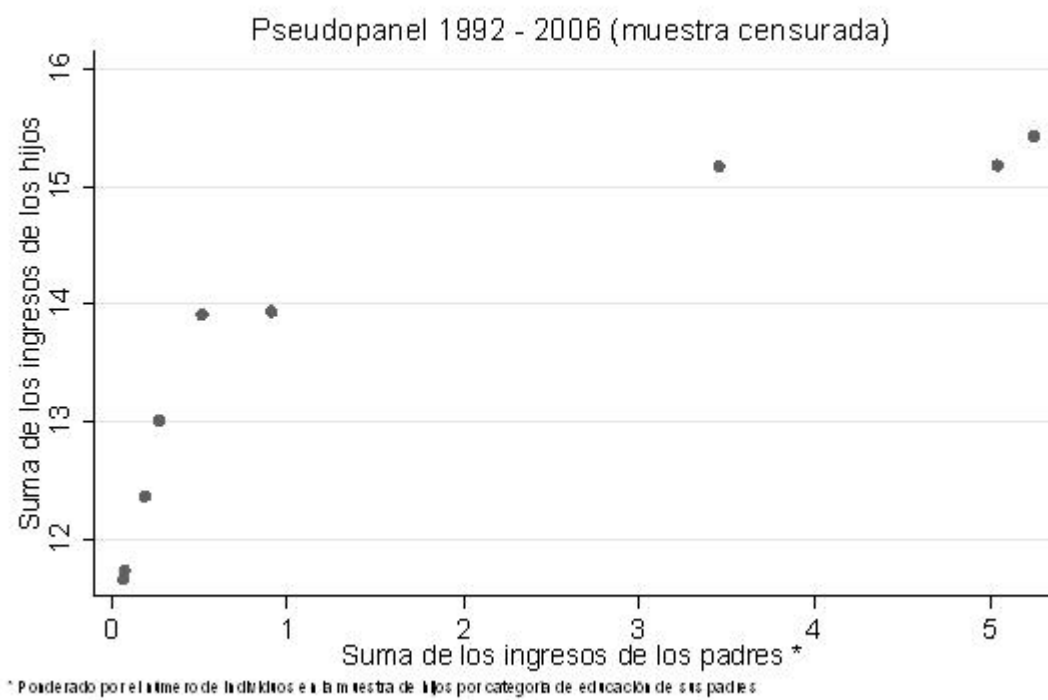


Figura 13: Suma del ingreso de los hijos y de los padres (con el Ponderador 1 y muestra truncada)

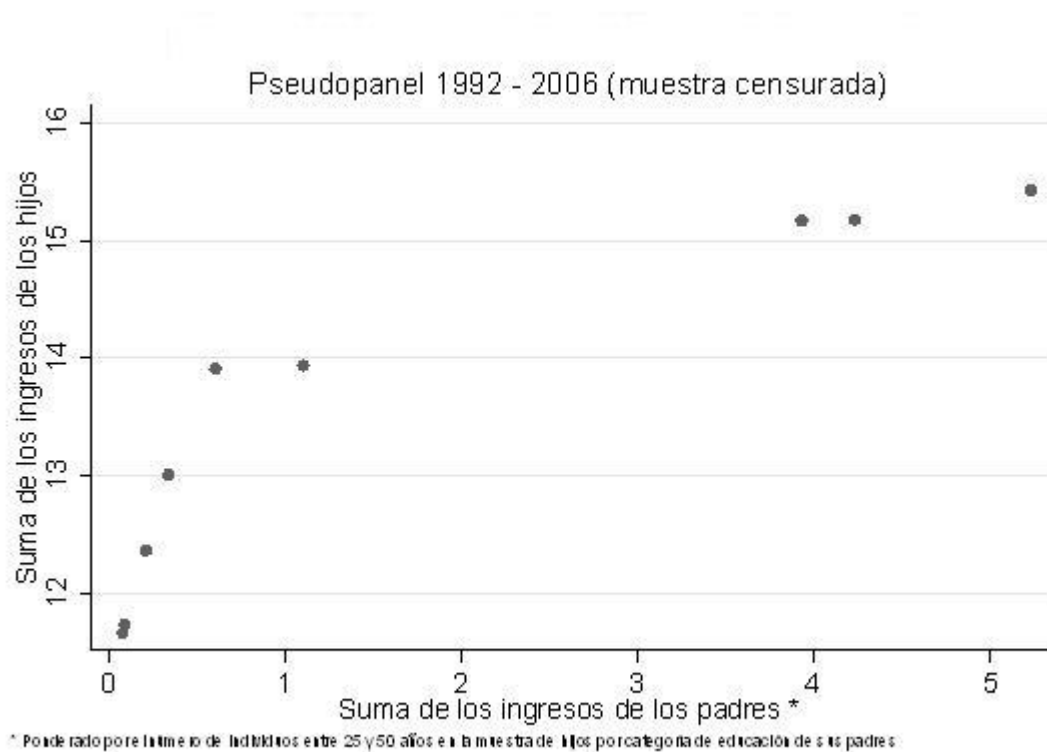


Figura 14: Suma del ingreso de los hijos y de los padres (con el Ponderador 2 y muestra truncada)

Referencias

- [1] Alessie, Rob; Devereux, Michael y Weber, Guglielmo (1997), “Intertemporal consumption, durables and liquidity constraints: A cohort analysis”. *European Economic Review*, Vol. 41, No. 1, pp. 37-59.
- [2] Andrade, Eduardo; Veloso, Fernando; Madalozzo, Regina y Ferreira, Sergio (2003), “Do Borrowing Constraints Decrease Intergenerational Mobility in Brazil? A Test Using Quantile Regression”. IBMEC, Documento de trabajo 03.
- [3] Angrist, Joshua y Krueger, Alan (1992), “The Effect of Age at School Entry on Educational Attainment: An Application of Instrumental Variables with Moments from Two Samples”. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 87, No. 418, pp. 328-336.
- [4] Arellano, Manuel y Meghir, Costas (1992), “Labour Supply and On-the-Job Search: An Empirical Model Estimated Using Complementary Data Sets”. *The Review of Economic Studies*, Vol. 59, No. 3, pp. 537-559.
- [5] Azevedo, Viviane y Bouillon, César (2009), “Social Mobility in Latin America: A Review of Existing Evidence”. Inter-American Development Bank, Documento de trabajo 689.
- [6] Banerjee, Abhijit y Duflo, Esther (2005), “Growth Theory through the Lens of Development Economics”. En *Handbook of Economic Growth*, Elsevier, Vol. 1, Cap. 7, pp. 473-552.
- [7] Becker, Gary y Tomes, Nigel (1979), “An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility”. *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 6, pp. 1153-1189.

- [8] Behrman, Jere (2000), "Social Mobility: Concepts and Measurement in Latin America and the Caribbean". En *New Markets, New Opportunities? Economic and Social Mobility in a Changing World*, Brookings Institution / Carneige Endowment for International Peace.
- [9] Behrman, Jere y Székeley Miguel (2001), "Intergenerational Mobility in Latin America". Inter-American Development Bank, Documento de trabajo 452.
- [10] Björklund, Anders y Jäntti, Markus (1997), "Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States". *The American Economic Review*, Vol. 87, No. 5, pp. 1009-1018.
- [11] Black, Sandra y Devereux, Paul (2010), "Recent Developments in Intergenerational Mobility". IZA, Documento de discusión 4866.
- [12] Bourguignon, François; Ferreira, Francisco y Menéndez, Marta (2005), "Inequality of Opportunity in Brazil". Ibero-America Institute for Economic Research, Documento de trabajo 133.
- [13] Contreras, Dante; Fuenzalida, Marcelo y Acero Carlos (2008), "The Determinants of Low Intergenerational Income Mobility in Chile". Mimeo.
- [14] Cortes, Fernando y Escobar, Agustín (2005), "Intergenerational Social Mobility in Urban Mexico". *CEPAL Reviews*, No. 85, pp. 143-160.
- [15] Couch, Kenneth y Dunn, Thomas (1997), "Intergenerational Correlations in Labor Market Status: A Comparison of the United States and Germany". *The Journal of Human Resources*, Vol. 32, No. 1, pp. 210-232.
- [16] Cuesta, José; Ñopo, Hugo y Pizzolitto, Georgina (2007) "Using Pseudo-Panels to Measure Income Mobility in Latin America". BID, Documento de trabajo 625.
- [17] Dearden, Lorraine; Machin, Stephen y Reed, Howard (1997), "Intergenerational Mobility in Britain". *The Economic Journal*, Vol. 107, No. 440, pp. 47-66.
- [18] Deaton, Angus (1985), "Panel Data Frome Time Series of Cross-Sections". *Journal of Econometrics*, Vol. 30, No. 1, pp. 109-126.

-
- [19] Dunn, Christopher (2007), "The Intergenerational Transmission of Lifetime Earnings: Evidence from Brazil". *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, Vol. 7, No. 2.
- [20] Eide, Eric y Showalter, Mark (1999), "Factors Affecting the Transmission of Earnings across Generations: A Quantile Regression Approach". *The Journal of Human Resources*, Vol. 34, No. 2, pp. 253-267.
- [21] Featherman, David; Jones, Lancaster y Hauser, Robert (1975), "Assumptions of social mobility research in the U.S.: The case of occupational status". *Social Science Research*, Vol. 4, No. 4, pp. 329-360.
- [22] Gardes, Francois; Duncan, Greg; Gaubert, Patrice; Gurgand, Marc y Starzec, Christophe (2005), "Panel and Pseudo-Panel Estimation of Cross-Sectional and Time Series Elasticities of Food Consumption: The Case of American and Polish Data". *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 23, No. 2, pp. 242-253.
- [23] Gaviria, Alejandro (2002), "Intergenerational mobility, sibling inequality and borrowing constraints". *Economics of Education Review*, Vol. 21, No. 4, pp. 331-340.
- [24] Glocker, Daniela y Steiner, Viktor (2007), "Self-Employment: A Way to End Unemployment? Empirical Evidence from German Pseudo-Panel Data". IZA, Documento de discusión 2561.
- [25] Grawe, Nathan (2001), "Intergenerational Mobility in the US and Abroad: Quantile and Mean Regression Measures". Tesis doctoral, The University of Chicago.
- [26] Ichino, Andrea; Karabarbounis, Loukas y Moretti, Enrico (2010), "The Political Economy of Intergenerational Income Mobility". IZA, Documento de discusion 4767.
- [27] Inoue, Atsushi y Solon, Gary (2006), "Two-Sample Instrumental Variables Estimators". NBER, Documento trabajo 0311.
- [28] Koenker, Roger y Bassett, Gilbert Jr. (1978), "Regression Quantiles". *Journal of Econometric Society*, Vol. 46, No. 1, pp. 33-50.
- [29] Koenker, Roger y Hallock, Kevin (2001), "Quantile regression an introduction". *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, No. 4, pp. 143-156.

- [30] Kremer, Michael; Moulin, Sylvie y Namunyu, Robert (2003), "Decentralization: A Cautionary Tale". Poverty Action Lab, No. 10.
- [31] Lillard, Lee y Kilburn, Rebecca (1995), "Intergenerational Earnings Links: Sons and Daughters". RAND, Documento de trabajo 95-17.
- [32] McKenzie, David (2004) "Asymptotic theory for heterogeneous dynamic pseudo-panels". *Journal of Econometrics*, Vol. 120, No. 1, pp. 235-262.
- [33] Nunez, Javier y Miranda, Leslie (2010), "Intergenerational Income Mobility in a Less-Developed, High-Inequality Context: The Case of Chile". *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, Vol. 10, No. 33.
- [34] Organisation for Economic Co-operation and Development (2009), "Growing unequal?: income distribution and poverty in OECD countries". OECD Publishing.
- [35] Österbacka Eva (2001), "Family Background and Economic Status in Finland". *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 103, No. 3, pp. 467-484.
- [36] Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (2010), "Informe Regional sobre Desarrollo Humano para América Latina y el Caribe. 2010". Editorial del PNUD.
- [37] Schultz, Paul (2004), "School subsidies for the poor: Evaluating the Mexican PROGRESA poverty program". *Journal of Development Economics*, Vol. 74, No. 1, pp. 199-250.
- [38] Solon, Gary (1992), "Intergenerational Income Mobility in the United States". *The American Economic Review*, Vol. 82, No. 3, pp. 393-408.
- [39] Solon, Gary (1999), "Intergenerational Mobility in the Labor Market". En *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, Vol. 3, Cap. 29, pp. 1761-1800.
- [40] Solon, Gary (2002), "Cross-Country Differences in Intergenerational Earnings Mobility". *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16, No. 3, pp. 59-66.
- [41] Zimmerman, David (1992), "Regression toward mediocrity in economic stature". *American Economic Review*, Vol. 82, No. 3, pp. 409-429.

Índice de tablas

1.	Selección de los hijos en la muestra (varones de 25 a 40 años en 2006)	54
2.	Prueba t de diferencias de medias del ingreso por grupo de edad (padres)	55
3.	Prueba F de diferencias de varianzas del ingreso por grupo de edad (padres)	56
4.	Características de la muestra	57
5.	Clasificaciones de ocupación y educación	58
6.	Resultados de la regresión de la primera etapa	59
7.	Log del ingreso del padre en 1992 ajustado con los coeficientes de la primera etapa	60
8.	Resultados de la regresión de la segunda etapa	60
9.	Log del ingreso del hijo en 2006, reportado y ajustado	60
10.	Coeficientes de regresión variando la edad del hijo	61
11.	Coeficientes de regresión variando la edad del padre	62
12.	Coeficientes de regresión de la estimación por regresión cuantil	63
13.	Coeficientes de regresión de la estimación por regresión cuantil con términos cuadráticos	64
14.	Coeficientes de regresión de las variables de circunstancia asociadas a la educación de los hijos	65
15.	Educación de los hijos, reportada y ajustada por circunstancias	65
16.	Canal de la educación en la transmisión intergeneracional del ingreso	66
17.	Coeficientes de regresión de la estimación del pseudopanel	67
18.	Elasticidad intergeneracional de la educación	68

Índice de figuras

1.	Distribución hipotética sin restricciones de crédito	70
2.	Distribución hipotética con restricciones de crédito	71
3.	Log del ingreso del padre por edad en 1992	72
4.	Log del ingreso del hijo por edad en 2006	73
5.	Relación entre el ingreso y la educación en 1992	74
6.	Relación entre el ingreso y la educación en 2006	75
7.	Elasticidad intergeneracional por edades del hijo	76
8.	Elasticidad intergeneracional por edades del padre	77
9.	Elasticidad estimada por regresión cuantil	78
10.	Elasticidad estimada por regresión cuantil	79
11.	Suma del ingreso de los hijos y de los padres (con el Ponderador 1)	80
12.	Suma del ingreso de los hijos y de los padres (con el Ponderador 2)	81
13.	Suma del ingreso de los hijos y de los padres (con el Ponderador 1 y muestra truncada)	82
14.	Suma del ingreso de los hijos y de los padres (con el Ponderador 2 y muestra truncada)	83