

CENTRO DE INVESTIGACIÓN Y DOCENCIA ECONÓMICAS, A.C.



MOVILIDAD INTERGENERACIONAL DEL INGRESO EN MÉXICO.  
OPORTUNIDADES DE PROGRESO ENTRE 1992 Y 2011

TESINA

QUE PARA OBTENER EL TÍTULO DE  
LICENCIADO EN ECONOMÍA

PRESENTA

DIEGO DANIEL MUÑOZ BATISTA

DIRECTOR DE LA TESINA: DR. RUBÉN IRVIN ROJAS VALDÉS

CIUDAD DE MÉXICO

2020

## **Agradecimientos**

Agradezco la presencia de tantas personas dentro y fuera del CIDE durante estos años de licenciatura. A mis compañeros que hicieron más ameno ir a un lugar aislado de la sociedad a diario; en especial a Cristina, Cancún, Daniela, Edgar, David, Andrés, Majo, Martha, JP, Yael y Tomás que me hicieron reír en todo momento, en noches largas de estudio y en tiempos más relajados. A profesores extraordinarios que conocí durante este trayecto, con mención especial a Luciana que, además de ser gran profesora, siempre me mostró apoyo y me permitió tener la experiencia de dar clase, a Antón que me dio la oportunidad de tener mi primer trabajo, y a Irvin que sin él no me hubiera sido posible entregar este trabajo en tiempo y forma. Fuera del CIDE, a personas que estuvieron siempre para apoyarme y distraerme del estrés escolar; a mis amigos de toda la vida, Saúl, Quique, Daniel, Ro, Lecu, Roger, Mickey, Max, Memo, Wally, Fer, Cass y Arturo. Incluso a personas que fueron fundamentales para que eligiera estudiar en el CIDE y ya no están en mi vida. Y, sobre todo, le agradezco a mis padres por su apoyo constante e incondicional sin el que me hubiera sido imposible lograr esto.

## Índice

<b>1</b>	<b>Introducción</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Revisión de literatura</b>	<b>3</b>
<b>3</b>	<b>Mínimos Cuadrados en Dos Etapas en Dos Muestras (MC2E2M)</b>	<b>6</b>
<b>3.1</b>	<b>Inferencia estadística</b>	<b>7</b>
<b>4</b>	<b>Datos</b>	<b>8</b>
<b>4.1</b>	<b>EMOVI</b>	<b>8</b>
<b>4.2</b>	<b>ENIGH</b>	<b>9</b>
<b>5</b>	<b>Descripción estadística de los datos</b>	<b>10</b>
<b>5.1</b>	<b>Descripción General</b>	<b>10</b>
<b>5.2</b>	<b>Educación</b>	<b>11</b>
<b>5.3</b>	<b>Ocupación</b>	<b>12</b>
<b>5.4</b>	<b>Matrices de Transición</b>	<b>13</b>
<b>6</b>	<b>Resultados empíricos</b>	<b>16</b>
<b>6.1</b>	<b>Primera Etapa</b>	<b>16</b>
<b>6.2</b>	<b>Segunda etapa</b>	<b>18</b>
<b>6.3</b>	<b>Género</b>	<b>21</b>
<b>7</b>	<b>Comparación Internacional</b>	<b>24</b>
<b>8</b>	<b>Conclusión</b>	<b>26</b>
	<b>Bibliografía</b>	<b>29</b>

## Lista de Tablas

Tabla 1-Descripción general ENIGH .....	11
Tabla 2-Descripción general EMOVI.....	11
Tabla 3-Educación jefe del hogar en ENIGH.....	11
Tabla 4-Educación jefe del hogar en EMOVI.....	12
Tabla 5-Ocupación del jefe del hogar en ENIGH .....	12
Tabla 6-Ocupación del jefe del hogar en EMOVI.....	13
Tabla 7-Matriz de transición de educación.....	14
Tabla 8-Matriz de transición de ocupación .....	15
Tabla 9-Coeficientes primera etapa.....	18
Tabla 10-Elasticidad intergeneracional .....	19
Tabla 11- Elasticidad intergeneracional (usando diferentes instrumentos).....	20
Tabla 12-Estadística descriptiva submuestra hijas EMOVI.....	22
Tabla 13- Estadística descriptiva submuestra hijos EMOVI.....	22
Tabla 14-Coeficientes de elasticidad intergeneracional por sexo .....	23
Tabla 15-Elasticidad para individuos con ambos padres trabajando.....	23
Tabla 16-Estudios para otros países .....	24

## Lista de Figuras

Figura 1 – Regiones de México .....	17
-------------------------------------	----

## Resumen

Estimar la movilidad intergeneracional del ingreso nos permite tener un índice de la persistencia socioeconómica dentro de una sociedad. Idealmente, la estimación usaría datos panel y un periodo prolongado de tiempo para estimar la relación entre el ingreso de largo plazo de los padres y madres y el ingreso de largo plazo de sus hijos e hijas. Ante la dificultad de observar dichos datos, esta investigación utiliza una alternativa aportada por Angrist y Krueger (1992) y que ha sido utilizada para otros países como Canadá, Rusia, Brasil, Italia, entre otros. Mínimos Cuadrados en Dos Etapas en Dos Muestras nos permite abordar los dos principales retos para la estimación; es posible usar características de los padres para identificar el componente de largo plazo su ingreso y, también, permite resolver el problema de no tener las características del padre e hijo en una misma base de datos al crear padres *sintéticos* para las muestras observables de los hijos. Los resultados indican que la elasticidad intergeneracional en México para los adultos en 2011 oscila alrededor de 0.3, las mujeres tienen un coeficiente mayor que los hombres, aunque la diferencia no es estadísticamente distinta de cero, y los hogares con ambos padres dentro del mercado laboral tienen una persistencia menor. Los resultados son consistentes con lo encontrado por estudios similares para México realizados en años recientes. Aunque la elasticidad intergeneracional estimada en este trabajo es menor a la estimada para otros países en América Latina, el modelo propuesto ignora el efecto de cambios originados por políticas redistributivas, política educativa, subsidios, entre otras características de los países, por lo que las comparaciones internacionales basadas en las elasticidades intergeneracionales deben realizarse con cautela.

## **1 Introducción**

Los científicos sociales siempre han mostrado interés en la transferencia de riqueza entre generaciones. ¿Cómo logran algunas familias conservar determinado nivel socioeconómico, y qué factores influyen en la movilidad social? La movilidad social es el concepto que indica la probabilidad de que un individuo suba o baje en la jerarquía de una sociedad. La riqueza, sin embargo, es difícil de medir, y muchos países imponen restricciones al acceso a este tipo de información por cuestiones de privacidad. Algunos autores han propuesto maneras de aproximar medidas de riqueza como, por ejemplo, usando el número de focos en una casa, el acceso a servicios de sanitización o a recursos como el agua potable, la luz eléctrica y educación. Sin embargo, uno de los indicadores más comunes y accesible es el ingreso.

Medir la movilidad social en una población permite también entender cómo conocer las instituciones y las políticas públicas permiten que los individuos puedan progresar sin importar qué características tenga su familia. Particularmente, estimar la elasticidad intergeneracional del ingreso permite conocer qué tanto influye la posición socioeconómica del padre, en promedio, en la posición socioeconómica que tendrá su hijo en el futuro. La estimación funciona como indicador de la igualdad de oportunidades que existe en una sociedad, si los ingresos del hijo no dependen de los ingresos del padre las características de esa sociedad hipotética la harían perfectamente móvil; todos los individuos de una generación tendrían las mismas oportunidades de estar en la parte alta de la distribución de ingresos.

Así, este análisis utilizará el ingreso como señal de jerarquía social y como herramienta para medir la movilidad social, aunque en algunas sociedades pueden ser relevantes otras características, parece adecuado para México. De esta manera, el concepto puede resumirse a la persistencia de las características sociales de los padres sobre sus hijos. La persistencia puede estar presente en la educación y ocupación de los individuos, entre otras características.

La desigualdad en México ha presentado una tendencia negativa en las últimas décadas, Esquivel (2011) menciona que esta disminución suele relacionarse con cambios estructurales en México: mejoras en la educación de la población, programas sociales mejor elaborados y efectos positivos del TLCAN. Esquivel y Cruces (2011) llegan a la conclusión de que este acuerdo aumentó la demanda de los trabajadores no calificados y mejoró sus sueldos. En consecuencia, esto redujo la brecha con la población mejor calificada. El programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) en el Informe Regional sobre Desarrollo Humano para América

Latina y el Caribe 2016 estimó que entre el 2003 y 2013 el 40% de las personas que estaban en pobreza en México logró salir de ella (*Informe Regional sobre Desarrollo Humano para América Latina y el Caribe, PNUD en América Latina y el Caribe, s/f*).

A pesar de estas mejoras estructurales y la reducción de la desigualdad, México sigue siendo un país pobre y desigual si es comparado con el resto de los países de la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE) (Organisation for Economic Cooperation and Development, 2008). Asimismo, el PNUD establece que México es un país más desigual que otros países de América Latina como Uruguay, Chile, Brasil, Costa Rica, entre otros. Otro rasgo interesante que muestra el Informe Regional sobre Desarrollo Humano para América Latina y el Caribe 2016 es que en México residir en una comunidad rural disminuye en 10% la probabilidad de salir de la pobreza, lo que indica desventajas para ciertos sectores y regiones del país. Además, según datos del Banco Mundial, México posee una tasa de incidencia a la pobreza mayor que países como Chile, Brasil, Colombia y Uruguay.<sup>1</sup> En un país desigual como México es importante conocer la movilidad social que tuvo en cierto periodo de tiempo para evaluar si las políticas públicas en esta etapa han funcionado para mejorar las oportunidades de los percentiles bajos de la población.

Este estudio contribuye con calcular la magnitud de elasticidad intergeneracional en México entre 1992 y 2011 empleando un método de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas en Dos Muestras. El método permite relacionar los ingresos de largo plazo de dos grupos de individuos (los jefes del hogar y los hijos), que son observados solo en muestras separadas, usando una serie de instrumentos para el ingreso de los padres que son observados en ambas muestras. La sección 3 explica estas características detalladamente. Además, la investigación analiza las características de la EMOVI 2011 y la ENIGH 1992, ocupa distintos instrumentos para estimar el ingreso de los padres e incluye un apartado para analizar diferencias en la elasticidad intergeneracional del ingreso entre hombres y mujeres. Los resultados pueden ser comparados con estudios de otros países y metodologías similares.

Esta investigación está compuesta por 7 secciones. La primera de ellas es la revisión de literatura en la que ahondamos en estudios pertinentes para el análisis que haremos. La segunda es una explicación del modelo de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas en Dos Muestras que será

---

<sup>1</sup>Banco Mundial, (*Tasa de incidencia de la pobreza, sobre la base de la línea de pobreza nacional (% de la población)*) / Data, s/f)

usado para calcular la elasticidad intergeneracional. La tercera y la cuarta son una revisión detallada de la ENIGH 1992 y la EMOVI 2011. La quinta muestra los resultados obtenidos en este trabajo. La sexta expone las estimaciones obtenidas con modelos similares para otros países y explica qué condiciones deben considerarse para hacer una comparación. Finalmente, la séptima es la conclusión del trabajo.

## 2 Revisión de literatura

Una forma en que los economistas han abordado el estudio de la movilidad social es a través de la estimación de la elasticidad intergeneracional del ingreso. El objetivo es mostrar qué tanto persisten las diferencias sociales entre las generaciones de cierta población. Para calcular esta elasticidad intergeneracional se realiza una regresión de los ingresos de individuos que participan en el mercado laboral sobre los ingresos del jefe de hogar cuando los primeros eran niños (de ahora en adelante lo conoceremos como “padre”). A los individuos de la primera generación les llamaremos “hijos”. Esta regresión nos dará una estimación de cuánto influyen los ingresos del padre en los ingresos del hijo. Por tanto, la elasticidad intergeneracional está definida por  $\beta$  en la siguiente ecuación (Solon, 1992):

$$y^h = \alpha + \beta y^j + \varepsilon \quad (1)$$

donde  $y^h$  es el logaritmo natural de los ingresos del hijo,  $y^j$  es el logaritmo natural de los ingresos del padre,  $\beta$  es el coeficiente que representa la elasticidad de ingresos entre generaciones,  $\alpha$  es una constante y  $\varepsilon$  es el término de error. Por un lado, es de esperar que este coeficiente esté entre 0 y 1. Si es mayor a uno significa que ante un cambio del 1% del ingreso del padre el ingreso del hijo percibe más del 100% de este cambio. Por otro lado, si  $\beta$  es menor a 1 el ingreso presenta regresión a la media; los padres con ingresos por encima de la media tendrán hijos con ingresos por encima de la media, pero a menor distancia de la misma. Un valor elevado de  $\beta$  significa gran persistencia, ya que en promedio los ingresos de los hijos y, por lo tanto, su posición en la distribución de ingresos depende en gran medida de los ingresos del padre. Como contraparte, un valor de  $\beta$  cercano a cero significa que en esa sociedad la posición socioeconómica del hijo depende muy poco de las características del padre. Con mayor precisión, si  $\beta = 0.30$  entonces, en promedio, si el padre excede la media de su cohorte en 20% su hijo excederá la media de su cohorte en 6%  $((0.3) (0.2) = .06)$ .

En los estudios de movilidad intergeneracional las variables de interés son los ingresos permanentes del hijo y del padre. Dado que estas variables no son observables en la mayoría de



las bases de datos, las investigaciones suelen usar series de tiempo de alguna *proxy* para poder calcular la elasticidad. Becker y Tomes realizaron uno de los primeros estudios de este tipo en el cuál encontraron un coeficiente de 0.2 para Estados Unidos (Becker & Tomes, 1986). Solon (1992) argumentó que este estudio tenía un error de medición en los ingresos permanentes y es preferible usar un promedio de los ingresos del padre en diferentes años. Con esta modificación, los estudios encontraron una elasticidad mayor a 0.4 para Estados Unidos. Otra aportación de Solon (1992) fue mostrar que estos coeficientes estaban sesgados debido a que los ingresos de padres e hijos presentan endogeneidad. No obstante, casi ningún país cuenta con los datos necesarios para realizar el promedio de ingresos de varios años. Asimismo, Grawe (2006) mostró que los ciclos de vida sesgan los resultados ya que la varianza de ingresos crece conforme el individuo envejece, la elasticidad intergeneracional tiende a decrecer conforme los padres envejecen porque una varianza grande en sus ingresos debe explicar la misma varianza en los ingresos de los hijos.

Debido a los demandantes requerimientos de datos para realizar estos estudios, la mayoría han sido enfocados a países desarrollados, principalmente Estados Unidos. A pesar de esto, avances econométricos han permitido realizar estudios en otros países. Los pseudopaneles utilizados para estimar la persistencia de Brasil (Dunn, 2007) y el método de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas son ejemplos de estos avances que permiten hacer estimaciones aunque las sociedades que estudien no tengan bases con datos panel. Estos estudios sugieren que Canadá y Suecia presentan una persistencia menor al resto mientras que Brasil muestra una persistencia elevada en el ingreso de su población. Aunado a esto, Piraino (Chen et al., 2017) encuentra que si no considera a los individuos ricos de Canadá la elasticidad del ingreso es menor; la población resistente a cambiar de estrato social son los ricos mientras que los individuos en la parte media-baja de la distribución puede cambiar sus condiciones de vida. Borisov y Pirainides (2016) encuentran que en Rusia hay una gran persistencia sin importar el nivel educativo de las personas. Una interpretación de este resultado es que las redes informales de trabajo son las que determinan la posición socioeconómica de un individuo. Por su parte Mocetti (2007) lleva a cabo un estudio similar al documento presente, realiza una estimación por Mínimos Cuadrados en Dos Muestras en Dos Etapas (MC2M2E) para Italia en la que enfoca el estudio en la ocupación y la educación de los individuos. Dados los tipos de datos disponibles en México, esta es la estrategia empírica que se sigue en este trabajo. Usando MC2M2E es

posible estimar el ingreso del padre *sintético* con la máxima probabilidad, esto gracias a las características que los individuos reportaron de sus padres en la muestra de hijos. Es pertinente mencionar que son pocas las investigaciones enfocadas a países no desarrollados.

Para el caso de México, recientemente han surgido varios estudios sobre la elasticidad intergeneracional. Campos y Vélez (2020) presentan una definición distinta del ingreso sintético del padre al usado en este trabajo. Su definición radica en promediar los ingresos de las personas que vivían en el año “a” y en la región “r” según su cohorte de nacimiento, observado en el censo del año “t”. Matemáticamente, el Ingreso Familiar Sintético (IFS) que calculan es:

$$IFS_{c,r} = \sum_{i=1}^{N_{a,r,t}} \frac{\text{Ingresos del Padre}_{i,a,t,r}}{N_{a,s,t,r}} \quad \forall i, a, t, r$$

Aunque esta metodología permite obtener más observaciones y captura ciertos efectos de movilidad intergeneracional, los resultados deben tomarse con cautela; al usar una media de ingreso por región y año como ingreso sintético de los padres, puede estar capturando el efecto que tiene nacer en cierta región y no el efecto que tiene el ingreso del padre sobre los hijos, esta metodología deja de lado las características particulares de los padres para formar el ingreso sintético que se usará para medir la elasticidad intergeneracional del ingreso. Sus resultados principales arrojan un coeficiente alrededor de 0.45. Asimismo, cuando restringen su muestra a padres e hijos de la misma cohorte de nacimiento su coeficiente se reduce a 0.26, lo cual indicaría una sociedad con menos persistencia que en su análisis inicial.

Tanto Campos y Vélez (2020) como Delajara y Graña (2018) encontraron que en la región norte del país hay menos persistencia que en el sur. Otro estudio que presenta una metodología similar a este trabajo es el realizado por Rojas (2012) quien encuentra un coeficiente de elasticidad intergeneracional de alrededor de 0.31, usando solo individuos del sexo masculino en las muestras de hijos y padres. Rojas (2012) también analiza una regresión cuantil para determinar efectos de la educación en distintas posiciones de la distribución y encuentra que la educación es más importante en la parte alta de la distribución de ingresos. Usando un método de pseudopanel, este autor encuentra que la persistencia estimada en México se incrementa. No obstante, el presente trabajo mejora en al menos dos dimensiones este último estudio. Primero, en que el tamaño de la muestra empleado es considerablemente mayor, incrementando la precisión de los estimadores. Y, más importante, en el presente trabajo se incluyen tanto a hombres como a mujeres en las muestras de hijos y padres, lo cual, como se

verá más adelante, tiene implicaciones para los resultados de la elasticidad intergeneracional del ingreso.

Este estudio pretende realizar una estimación de la movilidad intergeneracional del ingreso en México con un modelo de MC2E2M. Siguiendo la metodología de Inoue y Solon (2010) que llevó a Rojas (2012) a calcular un coeficiente de 0.31, aunque en este trabajo contamos con una base de datos más reciente y que encaja mejor con la base de datos de los padres, como se explicará en las siguientes secciones. Además, exploraremos los efectos de agregar variables de región en el análisis de la movilidad intergeneracional en México en un modelo de MC2E2M, metodología distinta a la utilizada por Campos y Vélez.

### **3 Mínimos Cuadrados en Dos Etapas en Dos Muestras (MC2E2M)**

Como mencionamos, es complicado observar los ingresos permanentes tanto de hijos como padres, es necesario utilizar otra alternativa. Estimar la ecuación (1) por Mínimos Cuadrados Ordinarios daría resultados sesgados. Anteriormente mencionamos un método que resuelve este problema: hacer un promedio de los ingresos de varios años de los individuos. Sin embargo, este método requiere datos panel, característica difícil de encontrar en los países en desarrollo. MC2E2M permite solucionar los dos problemas expuestos por Solon (1992). En primer lugar, es posible instrumentar el ingreso del padre usando, por ejemplo, su educación, para obtener una medida del ingreso de largo plazo. En segundo lugar, con este método es posible construir una base que contenga datos con el ingreso de hijos y padres *sintéticos* a partir de las respuestas de los hijos sobre las características de sus padres (i.e edad, educación, ocupación, entre otras).

Las dos principales referencias de este modelo son los realizados por Angrist y Krueger (1992) y Arellano y Meghir (1992). Estos autores muestran que es posible combinar dos bases de datos si tienen un conjunto de instrumentos en común, aunque la variable dependiente y los regresores no estén en la misma base de datos. En el caso de este estudio, la muestra de padres proviene de la ENIGH 1992, y la muestra de hijos proviene de la EMOVI 2011. El análisis es posible gracias a que la EMOVI 2011 registra características de los padres cuando los hijos eran jóvenes y los padres reportaron estas mismas características en la ENIGH 1992.

Siguiendo a Mocetti (2007), podemos representar la función de ingreso del padre de la siguiente forma:

$$y_t^j = y^j + \gamma A_t^j + v_t^j = Z\delta + \gamma A_t^j + v_t^j \quad (2)$$

donde las ganancias contemporáneas “ $y_t^j$ ” son una función del ingreso permanente  $y^j$  del jefe del hogar,  $A_t^j$  presenta características que cambian con el tiempo como la edad y  $v_t^j$  es un término de error. En ingreso permanente está determinado por características que no cambian en el tiempo, como la educación o el tipo de ocupación que tiene el individuo, condensadas en el vector  $Z$ .

Así, podemos especificar la función de ingresos del hijo dada en la ecuación (1), sustituyendo el componente de largo plazo del padre  $Z\delta$ . Se usa  $\hat{\delta}$  obtenida de la primera etapa para estimar los ingresos de los padres con la mejor predicción lineal. Matemáticamente, la segunda etapa es la siguiente:

$$y_t^h = \alpha + (Z\delta)\beta + A_t^h + \omega_t \quad (3)$$

Las ecuaciones (2) y (3) sugieren el procedimiento para implementar la estimación de la elasticidad intergeneracional usando el método de MC2E2M. En la primera etapa se utiliza una muestra que tiene la información del ingreso de los padres y los instrumentos y para realizar una regresión del ingreso, los instrumentos y la edad para obtener  $\hat{\delta}$ .

Con los coeficientes estimados en la primera etapa estimamos el ingreso de los *padres sintéticos* en la muestra de hijos, que contiene las características de los padres cuando los primeros eran niños. Estimamos la ecuación (3) para obtener  $\hat{\beta}$ , el estimador de elasticidad intergeneracional de MC2E2M. Este trabajo analiza distintas posibilidades de variables instrumentales como educación, región en la que vivía u ocupación. Los instrumentos deben ser independientes del error de la segunda etapa y deben estar correlacionados con la variable instrumentada. En otras palabras, la variable instrumental debe estar correlacionada con el ingreso del padre, pero solo debe afectar al ingreso del hijo por esta vía.

### 3.1 Inferencia estadística

Debido a que la segunda etapa se lleva a cabo con un valor estimado de los ingresos del padre, utilizamos metodología bootstrap para calcular los errores estándar (Angrist & Pischke, 2008). Este es un método no paramétrico que da una solución cuando es complicado encontrar una expresión analítica para los errores estándar; en este caso, ayuda a corregir el error muestral que tiene la primera etapa debido a que se usan dos bases de datos distintas. La idea de esta metodología es construir una distribución empírica del estimador de interés. Esto se consigue haciendo un remuestreo aleatorio con reemplazo. En otras palabras, se obtienen  $B$  muestras a partir de la muestra original empleada para hacer la estimación. La muestra bootstrap es de

tamaño N, tiene el mismo número de observaciones que la muestra original, aunque cada submuestra es distinta entre sí. La población con la que se realiza el remuestreo se representa con los pares:

$$\{(y_1, x_1), \dots, (y_N, X_n)\}$$

La metodología es utilizada en la primera y en la segunda etapa con 1,000 repeticiones en cada una. Una vez estimados los estimadores de elasticidad intergeneracional de las 1,000 repeticiones, los errores estándar son calculados de la siguiente forma:

$$s_{\hat{\theta}, B}^2 = \frac{1}{B-1} \sum_{b=1}^B (\hat{\theta}_b - \bar{\hat{\theta}})$$

donde B es el número de repeticiones y  $\hat{\theta}$  es el parámetro de interés. En este caso, B es igual a 1,000 y el parámetro de interés es la elasticidad intergeneracional del ingreso. Estos son los errores estándar reportados en las secciones de resultados.

## 4 Datos

### 4.1 EMOVI

México, al igual que la mayoría de los países en desarrollo, no tiene una base de datos que sea capaz de reportar los ingresos de una persona en conjunto con los ingresos de su padre. Con el objetivo de poder hacer el análisis hay que usar dos encuestas distintas. La primera es la Encuesta de Movilidad Social en México (EMOVI) de 2011 (CEEY, 2018), esta encuesta contiene datos de personas entre 25 y 65 años en el año 2011 además de reportar ciertas características de su hogar cuando tenían 14 años. Esta encuesta tiene como objetivo permite “medir la movilidad social entre dos generaciones e identificar cómo se distribuyen las oportunidades en México.”<sup>2</sup> Dado que estas características son fundamentales para la metodología que usaremos, la EMOVI 2011 encaja perfecto para este estudio. Aunque hay una ronda más reciente de dicha encuesta, la razón por la que no fue posible usar la EMOVI 2017 es que esta última versión presenta los ingresos por rangos y no como un dato continuo, lo cual dificulta la implementación de la metodología propuesta.

Esta encuesta cuenta con 11,001 observaciones, aunque no todas serán de utilidad para este estudio. Las observaciones deben cumplir con ciertas características. Primero, usar las observaciones que sean encuestas al jefe del hogar. Segundo, de acuerdo con el modelo que

---

<sup>2</sup> “ESRU/EMOVI”, bases de datos de las encuestas EMOVI 2006, 2011 y 2017, Centro de Estudios Espinosa Yglesias, 15 de octubre del 2020, <https://ceey.org.mx/contenido/que-hacemos/emovi/>

utilizaremos, solo son de utilidad las observaciones que reportan la educación, la región, la ocupación, la edad, y el sexo del jefe de hogar a sus 14 años. Finalmente, los individuos deben reportar ingresos positivos; este es un criterio estándar debido a que se emplea el logaritmo del ingreso y no sería recomendable tener ceros en las observaciones. Gran parte de los individuos que reportan ingreso igual a cero lo hacen por un desempleo temporal, optar por la opción de asignar un salario pequeño clasificaría erróneamente a estos individuos como los más pobres. Solo 3,736 observaciones cumplen con las características para ser incluidas. La edad mediana de los individuos es de 34 años.

#### **4.2 ENIGH**

La segunda muestra debe permitir estimar la relación entre el ingreso y las características que se usarán como instrumento. En este caso debe ser posible relacionar el sexo del jefe del hogar, su educación, ocupación y edad. Se eligió la ENIGH de 1992 (*Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 1992, s/f*) para obtener los datos de “los padres”. La ENIGH tiene como objetivo describir estadísticamente los gastos y los ingresos de los hogares; además contiene información sobre las características sociodemográficas de los individuos. Ya que en la EMOVI 2011 reportan las características de su hogar a los 14 años y 34 años es la mediana de edad, la ENIGH 1992 contiene datos relevantes de los individuos encuestados en la EMOVI 2011. Además, los entrevistados reportaron una mediana de edad de sus padres de 62 años. Ya que el individuo mediano de la EMOVI tenía 14 años en 1991, el padre mediano de ellos tenía 42 años en 1991; este rango de edad es en el que los ingresos alcanzan la parte más alta de su ciclo de vida. De acuerdo con Dunn (2007), esto es una característica deseable para las muestras en este tipo de estudios. La ENIGH 1992 cuenta con 50,863 observaciones, pero las observaciones también deben cumplir con ciertas restricciones para que sean de utilidad. Al quedarnos con observaciones que sean jefes de hogar, reporten ingresos positivos, región, sexo, nivel educativo y tipo de ocupación las observaciones se reducen a 10,187. La mediana de edad de estos datos es de 42 años, al añadir la restricción de que los padres estén entre 30 y 50 años nos quedan 5,088 observaciones (práctica usual en este tipo de estudios) y encontramos que la edad media y mediana es de 39 años.

Es pertinente mencionar que el modelo propuesto en conjunto con los datos disponibles presenta una limitante. La elección del año de la muestra de hijos y de padres (en este caso, EMOVI 2011 y ENIGH 1992) podría influir considerablemente en la estimación de la

elasticidad intergeneracional ya que los ingresos de los individuos, en promedio, varían de acuerdo al ciclo económico. Por ejemplo, si la encuesta registrara ingresos del 2009 o 2020 los resultados se verían afectados. Esta es una de las razones por las que Solon recomienda usar el promedio del ingreso de varios años, permite hacer una mejor aproximación del ingreso permanente. Desafortunadamente, las bases de datos para países subdesarrollados no suelen contar con las características necesarias para atender la recomendación de Solon.

Además, la metodología con la que se elabora la ENIGH ocasiona otra limitante. Las observaciones muestran al jefe del hogar de ese momento y solo es posible recabar la información de un individuo que está vivo y reside en el hogar. Esto genera que los hogares más estables sean también los mejor representados para el estudio que plantea esta investigación. Los hogares más estables suelen ser los que se encuentran en la parte superior de la distribución de ingresos; asimismo, los hogares en la parte superior de la distribución de ingresos suelen mostrar mayor persistencia que los hogares de individuos vulnerables, por ejemplo, los indígenas. Esto podría causar una subestimación de la elasticidad intergeneracional del ingreso en México.

## **5 Descripción estadística de los datos**

### **5.1 Descripción General**

Una vez seleccionados los datos que cumplen con las restricciones de reportar educación, ingresos positivos y una edad entre 30 y 50 años, la edad media y mediana son 39 años. En el caso de los ingresos, como es de esperar, tanto la varianza como la diferencia entre el máximo y el mínimo es elevada, característica de una población desigual como México. Esta característica se atenúa al transformar con logaritmo a los ingresos (ver Tabla 1). La Tabla 1 presenta la estadística descriptiva de distintas variables de la ENIGH 1992: edad del individuo, los ingresos reportados en pesos del 2011, y los ingresos transformados con logaritmo. Ahora bien, el análisis conjunto de las bases nos da una conclusión favorable para el modelo, la edad media de los padres en 2011 es de 58 años, estas personas tendrían 39 años en promedio en 1992 (ver Tabla 2). Esto concuerda con el dato observado en la ENIGH. Además, la Tabla 2 muestra la estadística descriptiva de los datos reportados en la EMOVI 2011. Los ingresos, al igual que en 1992, presenta una clara desigualdad con una mediana de \$4,000, un mínimo de \$150 y un máximo de \$250,000, y una desviación estándar de \$8,869 mensuales. Los ingresos analizados y utilizados para la estimación son los ingresos del hogar; el jefe del hogar suele ser la principal

fuerza de estos ingresos y, también, permite observar los ingresos totales del hogar cuando era niño y los ingresos del hogar cuando es adulto. Esto permite aproximar mejor el nivel de vida del que goza cada individuo.

**Tabla 1**  
Descripción general ENIGH

	Media	Mediana	Desviación Estándar	Mínimo	Máximo
Edad	30	29	(4.8)	25	40
Ingresos	5336	4000	(7799)	150	250,000
log (Ingresos)	8.3	8.29	(0.709)	5.01	12.42
Edad Padre (2011)	58	57	(10)	41	99

Nota: ingresos en pesos del 2011.

Fuente: elaboración propia

**Tabla 2**  
Descripción general EMOVI

	Media	Mediana	Desviación Estándar	Mínimo	Máximo
Edad	39	39	(5.95)	30	50
Ingresos	4884	3070	(8869)	253	268,137
log(Ingresos)	7.9	8.02	(0.97)	3.7	12.4

Nota: ingresos en pesos del 2011.

Fuente: elaboración propia

## 5.2 Educación

Los datos reportados por la ENIGH 1992 (ver Tabla 3) indican que el 43% de los individuos entre 30 y 50 años no habían completado la primaria. El 92% de los individuos estaban en las primeras tres categorías, lo que significa que solo el 7% de los individuos estudiaron una licenciatura o postgrado.

**Tabla 3**  
Educación del jefe de hogar en ENIGH

Escolaridad del jefe en ENIGH	Frec.	Porcentaje	Acum.
Menos de Primaria	2224	43.71	43.71
Primaria	1400	27.52	71.23
Secundaria/Preparatoria	1074	21.11	92.34
Licenciatura /Postgrado	390	7.67	100.00
<b>Total</b>	<b>5088</b>	<b>100.00</b>	

Fuente: elaboración propia

Los datos de EMOVI 2011 reportan porcentajes similares sobre los padres. El 44% reporta que su padre no concluyó la primaria y el 96% de los padres no tenían licenciatura o postgrado (ver Tabla 4). Esto indica que los datos reportados en la EMOVI 2011 sobre los padres



en tienen características similares a las encontradas en la ENIGH 1992. En consecuencia, estos datos pueden ser utilizados para hacer las aproximaciones de los ingresos de sus padres.

**Tabla 4**  
Educación del jefe de hogar en EMOVI

Escolaridad del jefe en EMOVI	Frec.	Porcentaje	Acum.
Menos de Primaria	1541	44.04	44.04
Primaria	1020	29.15	73.19
Secundaria/Preparatoria	831	23.75	96.94
Licenciatura/Postgrado	107	3.06	100.00
<b>Total</b>	<b>3499</b>	<b>100.00</b>	

Fuente: elaboración propia

### 5.3 Ocupación

La ocupación suele tener una correlación alta con la escolaridad que concluyeron las personas, es por esta razón que la usaremos como una alternativa para explicar el ingreso del padre. Al igual que con la educación, se analiza si los datos reportados sobre los padres en la EMOVI son similares a los reportados en la ENIGH. En la muestra de padres de la ENIGH hay 4,855 observaciones que cumplen con las restricciones para ser utilizarlas. En la ENIGH solo un 5% de las personas eran profesionistas en 1992 y la mayoría de la fuerza laboral estaba concentrada en actividades agrícolas o *blue collar*, solo 28% de la población se dedicaba a alguna actividad distinta (ver Tabla 5). La Tabla 1 también indica que solo el 27% de esta muestra tenía una escolaridad mayor a la primaria, lo que demuestra que en México sí existe una correlación elevada entre la escolaridad de las personas y la ocupación que tienen.

**Tabla 5**  
Ocupación del jefe de hogar en ENIGH

Ocupación del jefe de hogar ENIGH	Frec.	Porcentaje
Profesionista	270	5.56
Agrícola/Ganadero	1300	26.78
Blue collar	1710	35.22
Oficina/Maestro	315	6.49
Funcionarios y Directivos	390	8.03
Comerciantes/Ambulantes	503	10.36
Otros	367	7.56
<b>Total</b>	<b>4855</b>	<b>100</b>

Fuente: elaboración propia

En la EMOVI 2011 la proporción de padres en las distintas ocupaciones presenta un patrón similar. El 62% de las personas reportaron que sus padres trabajaban en actividades agrícolas o *blue collar*. Este 10% de diferencia puede atribuirse a las personas que no reportaron la ocupación de su padre. La muestra en general tiene rasgos parecidos a los de la ENIGH, por ejemplo, la proporción de personas que son profesionistas es la que incluye al menor número de individuos (ver Tabla 6). No obstante, por estas diferencias esperamos ver estimaciones ligeramente diferentes comparadas con las estimaciones que usan educación como instrumento.

**Tabla 6**  
Ocupación del jefe del hogar en EMOVI

Ocupación del jefe de hogar en EMOVI	Frec.	Porcentaje
Profesionista	61	2.04
Agrícola/Ganadero	707	23.67
Blue collar	1178	39.44
Oficina/Maestro	93	3.11
Funcionarios y Directivos	64	2.14
Comerciantes/Ambulantes	400	13.39
Otros	484	16.2
<b>Total</b>	<b>4417</b>	<b>100</b>

Fuente: elaboración propia

#### 5.4 Matrices de Transición

La educación suele ser uno de los motores principales para la movilidad social de una sociedad. Por esta razón resulta de interés el estudio de la persistencia en los niveles académicos de una generación a otra. Una matriz de transición de educación muestra la probabilidad de que un hijo alcance cierto nivel educativo dado el nivel educativo del padre.<sup>3</sup> Las siguientes matrices fueron elaboradas con la información reportada en la EMOVI 2011, en donde los hijos reportan su nivel de educación, así como el nivel de educación de su padre. Las filas de la matriz representan los niveles de educación de los padres y las columnas representan los niveles de educación alcanzados por los hijos. Esta información construye la matriz de transición presentada en la Tabla 7.

En el caso de México los datos indican que si tu padre tuvo un título universitario o un postgrado muy probablemente no tengas un gran retroceso, no hay ningún reporte de que un jefe de familia

<sup>3</sup> Recordar que padre se refiere a jefe del hogar.

haya terminado la licenciatura y su hijo (o hija) no haya logrado terminar la primaria. No obstante, esta es la única categoría que presenta un porcentaje de retroceso mayor al porcentaje de mantenerse en el mismo nivel escolar que el padre.

**Tabla 7**  
Matriz de transición de educación

<b>Origen: educación padre</b>	<b>Destino: educación del hijo</b>				
	Menos de Primaria	Primaria	Secundaria/ Preparatoria	Universidad/ Postgrado	
Menos de Primaria	6%	12%	25%	2%	<b>44%</b>
Primaria	1%	4%	23%	1%	<b>29%</b>
Secundaria/ Preparatoria	0.00%	1%	19%	4%	<b>24%</b>
Universidad/ Postgrado	0%	0%	2%	1%	<b>3%</b>
	<b>7%</b>	<b>17%</b>	<b>68%</b>	<b>8%</b>	<b>100%</b>

Ejemplo: el 44% de los padres no tenían educación básica. 25% de los hijos terminaron la secundaria, aunque sus padres no tuvieran educación básica.

Fuente: elaboración propia

Al observar las primeras dos categorías podemos inferir que México ha logrado aumentar el número de personas que cursan al menos la secundaria, aunque su padre solo concluyó la primaria. Los reportes muestran que el 73% de los padres no logró cursar más allá de la primaria, mientras que el 76% de las personas en 2011 concluyeron la secundaria (ver Tabla 7). Es importante recordar que en el año 1992 hubo una reforma educativa en México que tenía como fin descentralizar el sistema educativo e incentivar las escuelas privadas. Además de diversas políticas liberales y programas sociales que México llevó a cabo durante estos 20 años como fue Progresá (después llamado Oportunidades y luego Prospera). Esta es una posible explicación posible de la movilidad educativa que consiguió México en esos 20 años. No obstante, la población que concluye una licenciatura no logró aumentar en la misma proporción. Los retornos a la educación en México han presentado una tendencia negativa (Olvera, 2017), esto desincentiva que los individuos inviertan en mayor proporción en educación terciaria o

posterior. Mocetti (2007) presenta una situación similar para el caso de Italia, donde niveles educativos avanzados tampoco garantizan un futuro laboral deseable.

Otra característica social en la que México presenta altos niveles de persistencia es la ocupación. Aunque en este caso es preferible no comprimir la variable en tan pocas categorías como en el caso de la educación debido a rasgos distintivos de cada tipo de trabajo. Por lo tanto, la ocupación (inicialmente dividida en 18 por la Clasificación Mexicana de Ocupaciones, CMO) en el análisis de este estudio está dividida en 7 categorías distintas: profesionistas, actividades agrícolas, *blue collar*, trabajos en oficina o educación, directivo en sector privado o público, comerciante, y otro.

**Tabla 8**  
Matriz de transición de ocupación

Origen: ocupación	Destino: ocupación del hijo							
	Profesionista	Agrícola	Blue Collar	Oficina/ Maestro	Directivo Público/ Privado	Comerciante	Otro	
Profesionista	0.54%	0.00%	0.15%	0.29%	0.10%	0.54%	0.29%	<b>1.92%</b>
Agrícola	0.69%	4.32%	7.76%	1.13%	0.49%	5.89%	2.41%	<b>22.74%</b>
Blue Collar	1.96%	1.03%	17.93%	3.39%	1.77%	10.22%	3.73%	<b>40.08%</b>
Oficina/ Maestro	0.44%	0.05%	0.64%	0.59%	0.10%	0.98%	0.29%	<b>3.09%</b>
Directivo Público/Privado	0.44%	0.00%	0.49%	0.44%	0.25%	0.39%	0.05%	<b>2.06%</b>
Comerciante	1.08%	0.20%	3.09%	1.13%	0.69%	5.30%	1.87%	<b>13.36%</b>
Otro	0.88%	1.33%	5.06%	1.72%	0.69%	3.93%	3.09%	<b>16.75%</b>
	<b>6.04%</b>	<b>6.93%</b>	<b>35.12%</b>	<b>8.69%</b>	<b>4.08%</b>	<b>27.26%</b>	<b>11.74%</b>	<b>100.00%</b>

Fuente: elaboración propia

La Tabla 8 muestra que la mitad de los hijos de trabajadores agrícolas tienen trabajo en este mismo sector o realizan actividades *blue collar*. Asimismo, una porción muy pequeña de los hijos de trabajadores agrícolas logra obtener una ocupación de profesionista o directivo del

sector privado o público. Como contraste a esta situación, los hijos de profesionistas no tienen registros de dedicarse a actividades agrícolas y una porción pequeña de ellos tiene ocupaciones *blue collar*. Más de la mitad de los hijos de profesionistas tienen una ocupación de profesionista o comerciante. Algo similar pasa con los hijos de directivos, no hay ninguna observación de un hijo de directivo que tenga ocupación agrícola.

México es un país con fuertes redes informales de trabajo, lo que puede generar dos efectos. Primero, que estas redes informales proporcionen mejor información sobre los posibles candidatos a los empleadores y esto les permite reducir sus costos de búsqueda para llenar sus vacantes. Segundo, estas relaciones informales pueden propiciar mayor inmovilidad social, así como ineficiencia ya que los mejores candidatos para un puesto podrían quedar excluidos por características sociales. Aunque existen dos efectos con signos opuestos, podemos basarnos en la intuición de Mocetti (2007) para afirmar que el segundo es mayor en un país como México. En un mercado laboral no competitivo y cerrado el efecto que genera improductividad predomina. Las relaciones sociales de las personas juegan un papel fundamental para poder aspirar a un trabajo y esto erosiona la movilidad social de una sociedad.

## **6 Resultados empíricos**

En esta sección se presentan los resultados de la estimación econométrica de la elasticidad intergeneracional del ingreso. En la primera etapa se estima la relación entre el ingreso del padre y los instrumentos. En la segunda, se usan los coeficientes estimados de la primera etapa, en conjunto con las características de los padres reportadas por los hijos, para construir padres sintéticos y estimar la elasticidad intergeneracional.

### **6.1 Primera Etapa**

La primera etapa utiliza variables de educación, sexo y edad para explicar el ingreso del padre. Además, se utilizan ocho variables indicadoras para la región, de acuerdo con la clasificación de las Economías Regionales de Banxico.<sup>4</sup> Centro Sur contiene a los estados de Querétaro, Hidalgo, Estado de México, Tlaxcala, Puebla, Morelos y Ciudad de México. Noroeste contiene a los estados de Baja California, Sonora, Sinaloa y Nayarit. En la región Norte están los estados de Chihuahua, Coahuila, Durango, Zacatecas y San Luis Potosí. En el Noreste están los estados de Nuevo León y Tamaulipas. En el Centro Occidente del país se encuentran

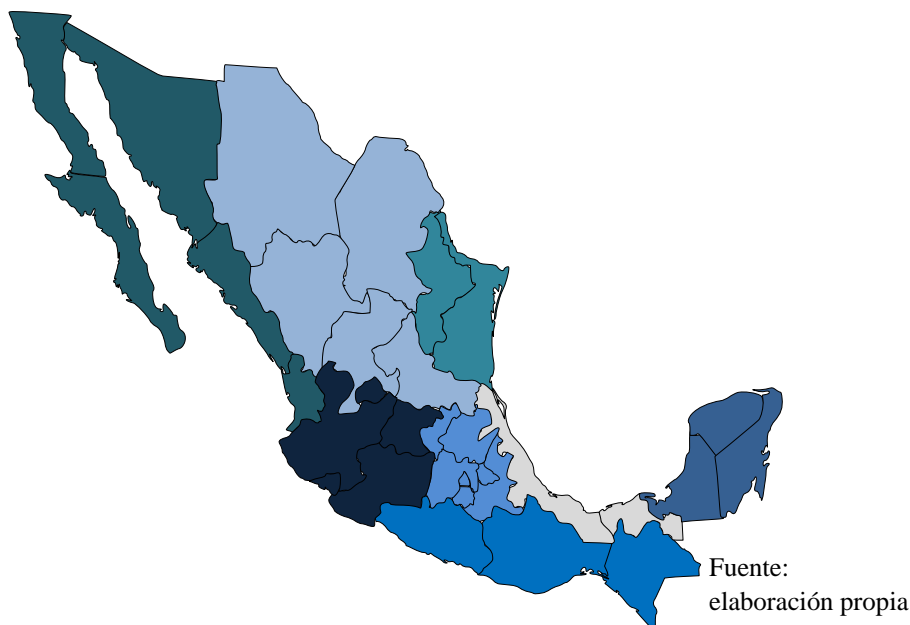
---

<sup>4</sup> Banco de México, “Reportes sobre las economías regionales”, Publicaciones y Prensa Banco de México <https://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/reportes-sobre-las-economias-regionales/%7BC7B91D5D-3CC1-761B-21EB-09EA0F3670D7%7D.pdf>.

los estados de Aguascalientes, Jalisco, Guanajuato, Colima y Michoacán. En el Golfo están los estados de Veracruz y Tabasco. En la región del Pacífico están los estados de Chiapas, Guerrero y Oaxaca. Finalmente, en la región de la Península están Campeche, Quintana Roo y Yucatán (ver Figura 1).

Las variables dicotómicas omitidas son el Centro Sur del país y las personas que no concluyeron la primaria. Todas las variables son significativas al 1% excepto el Centro Occidente y el Noreste del país. En el caso del primero puede ser por la cercanía de la variable con la que se está comparando. La Tabla 9 muestra que los retornos por acabar la educación media superior son mayores a los retornos de terminar la educación primaria; terminar una licenciatura o postgrado también da retornos mayores que terminar la educación media superior. Los niveles educativos presentan este comportamiento desde finales del siglo XX (Ordaz, 2007). Asimismo, los hombres muestran un ingreso, en promedio, 17% superior al de las mujeres; este es un resultado recurrente en la estimación de ingresos

**Figura 1**  
Regiones de México



En cuanto a los niveles de educación, el nivel que alcance el hijo no depende directamente del nivel alcanzado por el padre, en realidad el nivel alcanzado por el hijo depende de las facilidades que pueda otorgarle el padre mediante sus ingresos. Por lo tanto, estas variables solo afectan al ingreso del hijo por medio del ingreso del padre. La otra restricción para que estas variables funcionen como instrumento del ingreso de largo plazo de los padres es

que estén correlacionadas con el ingreso del padre. Como muestra la Tabla 9 estas variables tienen un fuerte poder explicativo del ingreso del padre.

**Tabla 9**  
Coeficientes primera etapa

<b>VARIABLES</b>	<b>log(Ingresos ENIGH)</b>	
Edad	0.0137***	-0.002
Primaria	0.473***	-0.0288
Secundaria/ Preparatoria	0.951***	-0.0314
Licenciatura/ Postgrado	1.525***	-0.0413
Hombre	0.170***	-0.0348
Noroeste	-0.134***	-0.0471
Norte	-0.220***	-0.0448
Noreste	-0.0794	-0.0523
Centro	-0.0421	-0.0343
Golfo	-0.395***	-0.0449
Pacifico	-0.498***	-0.0463
Península	-0.258***	-0.071
Constante	7.076***	-0.0948

Observaciones 5,087

R-cuadrada 0.314

La variable dicotómica omitida en las regiones es Centro Sur, y en educación es Menos de Primaria.  
p<.1=\*, p<.05=\*\*, p<.01=\*\*\*.

Fuente: elaboración propia

## 6.2 Segunda etapa

Esta sección utiliza diversas especificaciones para estimar la movilidad intergeneracional del ingreso. En la Tabla 10 se presentan los resultados de la elasticidad intergeneracional estimada. El modelo (1) incluye variables de región, educación, edad y sexo. Además, los rangos de edad son los estudiados en la sección de estadística descriptiva ya que es el que mejor captura las características de los padres en 1992. Contrario a especificaciones que pueden encontrarse en otros estudios, este trabajo no incluye ninguna estimación con ocupación

y educación en conjunto. La razón es que estas variables podrían estar capturando efectos bastante correlacionados.

Las estimaciones muestran que la elasticidad intergeneracional del ingreso en México oscila alrededor de 0.3. Este resultado concuerda con la estimación realizada por Rojas (2012), y con la estimación realizada por Campos y Vélez (2020) cuando solo estudia a padres e hijos de la misma cohorte de nacimiento. El modelo es robusto a las principales pruebas que suelen usar los investigadores para estos estudios; agregar una variable de edad al cuadrado y usar distintos rangos de edad pertinentes. Aunque los rangos de edad del modelo (1) son los preferidos ya que los reportes de la edad de los padres presentan gran similitud con la muestra de la ENIGH. Un coeficiente de 0.3 significa que existe regresión a la media. En concreto, si el padre excedía la media de ingresos en 20% en 1992, su hijo excederá la media de ingresos en 6% en 2011.

En el resto de las columnas, se presentan distintas especificaciones hacer para probar la robustez del análisis. El modelo (2) incluye una variable de edad de los hijos al cuadrado, el modelo (3) utiliza un rango de edad distinto para los padres, todos los jefes de hogar mayores a 25 años en 1992 son considerados en la primera etapa. El modelo (4) y (5) define rangos de edad distintos para los hijos, 25-30 y 25-35 años respectivamente. Es de esperar que los coeficientes varíen un poco dado el ciclo de vida de los individuos, pero deben oscilar alrededor de la estimación principal ya que sigue siendo la movilidad intergeneracional entre 1992 y 2011.

**Tabla 10**  
Elasticidad Intergeneracional

Modelo:	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Edad Hijo:	25-40	25-40	25-40	25-30	25-35
$\hat{\beta}$	0.29	0.3	0.3	0.33	0.32
	(0.03)***	(0.031)***	(0.02)***	(0.033)***	(0.035)***
Observaciones	3736	3736	3736	2291	3021

Modelo (1) incluye variables de educación, región y sexo. (2) Incluye  $edad^2$  en la segunda etapa. (3) Los padres son todos los mayores a 25 años en lugar del rango usual. (4) y (5) son similares al modelo 1 pero con los rangos de edad indicados en la tabla.  $p < .1 = *$ ,  $p < .05 = **$ ,  $p < .01 = ***$ .  
Fuente: elaboración propia

En la Tabla 11 se presentan resultados adicionales de la elasticidad intergeneracional estimada ahora usando distintas variables para instrumentar el ingreso de los padres. El modelo (6) solo tiene como instrumentos la educación y la región. El modelo (7) es similar al modelo



(1) pero utilizando la ocupación como instrumento en lugar de la educación. El modelo (8) incluye las variables de ocupación, pero deja fuera las regiones del análisis. Finalmente, el modelo (9) es la misma regresión que el modelo (1) pero sin incluir las regiones como instrumento.

**Tabla 11**

Elasticidad Intergeneracional (usando diferentes instrumentos)				
Modelo:	(6)	(7)	(8)	(9)
Edad Hijo:	25-40	25-40	25-40	25-40
$\hat{\beta}$	0.33	0.27	0.27	0.21
	(0.034)***	(0.04)***	(0.04)***	(0.025)***
Observaciones	3736	2498	2498	3736

Modelo (6) solo utiliza región y educación como instrumento. (7) Similar al modelo (1) pero utiliza ocupación en lugar de educación. (8) Utiliza ocupación como instrumento, pero deja fuera del análisis a las regiones. (9) Es similar al modelo (1) pero deja fuera del análisis a las regiones.  $p < .1 = *$ ,  $p < .05 = **$ ,  $p < .01 = ***$ .  
Fuente: elaboración propia

El único coeficiente que difiere sustancialmente de los demás es el calculado en el modelo (9). Este modelo no considera la región del padre para instrumentar su ingreso, gracias a lo encontrado por Delajara y Graña (2018) y posteriormente por Campos y Vélez (2020) es conocido que la región influye en la elasticidad intergeneracional del ingreso; en consecuencia, no incluir las variables de región podría sesgar las estimaciones de la regresión.

En cuanto a los modelo (8) y (7) que consideran la ocupación, una explicación de por qué son más bajos que al usar educación para instrumentar el ingreso es la que muestra el análisis descriptivo. En la EMOVI parece que los hijos están subreportando el número de padres con ocupación agrícola, ya que la proporción difiere considerablemente comparada con la proporción encontrada en la ENIGH 1992. Esto genera que uno de los sectores con mayor persistencia del país esté subreportado en el análisis.

Cabe señalar que es posible que las estimaciones estén sesgadas debido a que una variable no incluida es la habilidad no observable de los individuos en la segunda etapa. Una forma de resolver este problema sería formular el modelo con dos variables endógenas, el ingreso del padre y la educación del hijo. Como en Lam y Schoeni (1993), características del cónyuge o de los suegros de los hijos podrían funcionar como instrumentos para la educación. Se propone el estudio detallado de estos efectos para una investigación en el futuro. No obstante,

la estimación del coeficiente sin variables que pudieran estar correlacionadas con la habilidad no observable del individuo (sin ocupación o educación) no difiere sustancialmente de las estimaciones presentadas.<sup>5</sup> Por esta razón es preferible usarlas como control ya que permite diferenciar a los individuos con distintos niveles escolares.

### **6.3 Género**

Las mujeres en México sufren condiciones adversas tanto en el mercado laboral como en el mercado educativo. Las niñas de 12 años tienen menos probabilidad de ingresar a la escuela secundaria en comparación con los niños de 12 años en México. También, en México las mujeres de 18 años tienen menos probabilidad de cursar estudios universitarios en comparación con los hombres de 18 años (Parker & Pederzini, 2001). Asimismo, las mujeres en Latinoamérica perciben peores ingresos laborales, aunque cuenten con la misma productividad que los hombres (Nopo et al., 2010). De acuerdo con las conclusiones de estos estudios, las mujeres sufren discriminación en dos categorías claves para la movilidad social, por lo que se espera que tengan una elasticidad intergeneracional mayor, en promedio, que los hombres. Por lo tanto, resulta pertinente analizar si existe una diferencia entre la elasticidad intergeneracional que perciben las mujeres comparada con la que perciben los hombres.

Cervini-Plá (2015) realizó un estudio para estudiar la brecha de género en España similar al que realizaremos en esta sección. Aunque los coeficientes que encontró no son estadísticamente diferentes para hombres y mujeres en España, las características sociodemográficas en México y América Latina son muy distintas. Para esta parte del análisis hay que dividir la base de datos en “hijos” e “hijas”.<sup>6</sup> Las tablas 12 y 13 muestran las características generales de los dos subconjuntos de datos. La edad media y mediana son similares entre hombres y mujeres, así como la edad media reportada de sus padres.

Sin Embargo, hay dos rubros en los que las submuestras difieren. Primero, los ingresos de las mujeres son menores en la media y en la mediana que el ingreso de los hombres. Ocurre lo mismo en los puntos mínimos y máximos de las distribuciones. Segundo, hay 2,180 observaciones para hombres y 1,556 para mujeres, como estas son observaciones de jefes del hogar, esto significa que más hombres son considerados jefes de hogar. Para estimar la elasticidad intergeneracional se utilizará un modelo similar al Modelo (1), aunque omitirá la

---

<sup>5</sup> Elasticidad de 0.26.

<sup>6</sup> Hijos e hijas se refiere a los individuos registrados en la EMOVI 2011.

variable dicotómica de sexo por razones obvias. Los resultados de estas estimaciones están en la Tabla 14.

**Tabla 12**  
Estadística descriptiva submuestra de hijas. EMOVI

	Media	Mediana	Desviación/ Estándar	Mínimo	Máximo
Edad Mujer 2011	30	30	(4.94)	25	40
Edad Padre 2011	58.9	58	(10.92)	38	99
log (Ingresos)	8.23	8.29	(0.69)	5.01	12.23
Observaciones	1556				

Fuente: elaboración propia

**Tabla 13**  
Estadística descriptiva submuestra de hijos. EMOVI

	Media	Mediana	Desviación/ Estándar	Mínimo	Máximo
Edad Hombre 2011	29	28	(4.6)	25	40
Edad Padre 2011	57	56	(10.32)	31	99
log (Ingresos)	8.4	8.39	(0.69)	5.29	12.42
Observaciones	2180				

Fuente: elaboración propia

Las estimaciones sugieren que la elasticidad intergeneracional del ingreso es mayor para mujeres que para hombres en México. Este resultado concuerda con las características que otros autores han encontrado sobre brecha de género. Al sufrir discriminación para continuar sus estudios las mujeres tienen menos probabilidad de mejorar el grado académico alcanzado por sus padres, en promedio. Además, al percibir un salario menor por el mismo nivel de productividad es más complicado que sus ingresos futuros no dependan de la riqueza de su familia. Estas dos características deben aumentar la elasticidad intergeneracional con respecto

a los hombres, como muestra la Tabla 14. No obstante las estimaciones no son estadísticamente diferentes entre sí.<sup>7</sup>

**Tabla 14**  
Coeficientes de elasticidad  
intergeneracional por sexo

<b>Hombres</b>	
$\hat{\beta}$	0.28 (0.04)***
<b>Mujeres</b>	
$\hat{\beta}$	0.3 (0.04)***

Modelo similar al Modelo (1), utilizando una muestra para mujeres y otra para hombres. p<.1=\*, p<.05=\*\*, p<.01=\*\*\*.

Fuente: elaboración propia

**Tabla 15**  
Elasticidad para individuos con ambos padres trabajando

	Media	Desviación/ Estándar	Mínimo	Máximo
$\hat{\beta}$	0.25	(0.05)***		
Edad	30	(4.71)	25	40
log (Ingresos)	8.3	(0.76)	5.01	11
Observaciones	505			

Modelo similar al Modelo (1), utilizando una submuestra de los hogares en los que trabajaban ambos padres. p<.1=\*, p<.05=\*\*, p<.01=\*\*\*.

Fuente: elaboración propia

Finalmente, los individuos reportan en la EMOVI si su padre trabajaba y si su madre trabajaba. Es posible hacer el análisis para hogares en los que ambos padres trabajaban. Una vez más el modelo será el mismo que el modelo (1), aunque esta vez medirá la elasticidad intergeneracional para los hogares en los que ambos padres tenían una ocupación. Los resultados de esta estimación están en la Tabla 15.

La estimación muestra que la elasticidad intergeneracional para hogares en los que ambos padres trabajan es menor, el mismo modelo estima un coeficiente de 0.25 en lugar de 0.29. Este resultado es similar al que encontró Mocetti (2007) para el caso italiano. El resultado

<sup>7</sup> Prueba de hipótesis de diferencia de medias realizada con metodología bootstrap. Error estándar calculado sobre las 1,000 diferencias de estimadores. Estadístico t igual a 0.43.

sugiere que políticas públicas para mejorar la inclusión femenina al mercado laboral mexicano atenuarían la elasticidad intergeneracional en el país. Una posible razón de este resultado es que, en promedio, los hogares en los que ambos padres trabajan tienen mayores ingresos y esto beneficia a sus hijos. La diferencia entre estos dos coeficientes es estadísticamente diferente de cero al 10%.<sup>8</sup>

## 7 Comparación Internacional

Una vez obtenidas las estimaciones de coeficientes no resulta obvio si estas establecen una elasticidad intergeneracional elevada o baja. Por esa razón es necesario revisar lo que otros estudios han encontrado para modelos similares en otros países. La Tabla 16 resume esta información. El estudio de Canadá del periodo 1958-1986 estima una elasticidad de 0.21 (Fortin & Lefebvre, 1998), la menor de todos los estudios de la Tabla 16. Como contraste, los países de Latinoamérica en distintos periodos del siglo XX presentan una persistencia elevada, Brasil tiene una elasticidad intergeneracional estimada de 0.6.

**Tabla 16**  
Estudios en otros países

Artículo	País	$\hat{\beta}$	Instrumentos	Edad Hijo	Edad Padre	Años Estudio
Fortin (1998)	Canadá	0.21	Ocupación	30-39	Libre	1958-1986
Bjorklund (1997)	Suecia	0.3	Educación/ Ocupación	30-39	43	1967-1990
Solon (1992)	Estados Unidos	0.38	Educación	25-33	30-68	1967-1984
Dunn (2008)	Brasil	0.68	Educación	25-34	30-50	1982-1996
Nuñez (2011)	Chile	0.6	Educación/ Ocupación	30-35	23-40	1960-1982
Ferrerira (2006)	Brasil	0.58	Educación/ Ocupación	25-64	25-64	1976-1996
Rojas (2011)	México	0.31	Educación	25-40	39-55	1992-2006
Campos y Vélez (2020)	México	0.27	Educación	-	-	-

Nota: el estudio de Vélez considera diversas especificaciones de muestra y de especificaciones que dan resultados entre 0.27 y 0.49. El reportado en esta tabla es la especificación que considera a los individuos de la misma cohorte de nacimiento.

Fuente: elaboración propia

<sup>8</sup> Prueba de hipótesis de diferencia de medias realizada con metodología bootstrap. Error estándar calculado sobre las 1,000 diferencias de estimadores. Estadístico t igual a 1.83.

Los coeficientes calculados para México están en el mismo rango que el calculado para Suecia (Björklund & Jäntti, 1997) y por debajo de las estimaciones de Chile (Nunez & Miranda, 2010) y Brasil (Ferreira & Veloso, 2006). Es importante resaltar los periodos que abarcan cada uno de estos estudios. Hacer comparaciones entre las estimaciones de dos países distintos podría revelar información sobre las oportunidades que cada sociedad ofrece a sus miembros para avanzar en la jerarquía social. Sin embargo, el modelo propuesto ignora el efecto de cambios estructurales como políticas redistributivas, política educativa, subsidios, entre otras características sobre la elasticidad intergeneracional del ingreso.

Entre 1992-2011, México logró cambios importantes en varios de estos apartados. Entre el año 2000 y 2006 aumentaron los alumnos matriculados en educación básica, media superior y superior, el número de docentes en cada una de estas categorías, así como el número de escuelas (Zorrilla & Barba, 2008). Además, la descentralización de la educación y el aumento de escuelas privadas tendría como efecto colateral la mejora de la calidad en el sistema educativo mexicano. Hanushek (2007) encuentra que los ingresos futuros de los niños pueden afectarse en mayor magnitud con una mejora en la calidad de los estudios comparado con un aumento en los grados cursados. En el caso de México durante los años 1992 a 2011, el sistema educativo mejoró en los dos rubros.

Otra cuestión estructural importante son los programas sociales, entre los años 2000 y 2002 México no necesitó de crecimiento económico para reducir la pobreza en el país, solo fue necesario tener estabilidad. Esto fue gracias a diversos programas sociales entre los que destacan el Progres- Oportunidades- Prospera, este tipo de programas enfocados a los percentiles más pobres de la población lograron su objetivo de ayudar a los más vulnerables (Székely & Rascón, 2005). Las mejoras en el sistema educativo y los programas sociales bien enfocados en conjunto con las consecuencias del Tratado de Libre Comercio (mejorar las condiciones laborales de trabajadores no calificados, por ejemplo) crearon condiciones favorables para la generación que analiza este estudio. Esta es una explicación de por qué la elasticidad intergeneracional estimada de México entre 1992 y 2011 es menor a la calculada para otros países como Chile en periodos anteriores; también hay que considerar que la mayoría de estos estudios abarcan periodos en los que el mundo en general era más desigual. Por ejemplo, si observamos el índice de Gini para Chile hay una disminución constante desde 1990 hasta 2017,<sup>9</sup> pero estas características no son

---

<sup>9</sup> Banco Mundial, (*Índice de Gini - Chile | Data*, s/f)

capturadas por un estudio que analiza el periodo 1960-1982. Asimismo, México presenta una caída considerable en su índice de Gini entre los años 1992 y 2011.<sup>10</sup>

Ahora bien, aun considerando estas características, parece poco probable que la movilidad social en México para la generación adulta en 2011 se encuentre en el mismo nivel que la movilidad de Suecia en 1990. Este resultado puede deberse a dos características revisadas en secciones anteriores. Primero, la incapacidad de registrar los ingresos de cada persona por tiempos prolongados podría estar sesgando la estimación, cuando Solon corrigió la muestra para el caso de Estados Unidos encontró que la elasticidad intergeneracional era más elevada de lo que habían calculado estudios anteriores. Segundo, las características de la ENIGH generan que la población más vulnerable (i.e la que tiene más persistencia) esté peor representada comparado con la población con mayor riqueza; esto generaría una subestimación de la elasticidad intergeneracional del ingreso.

También es importante considerar que una elasticidad intergeneracional baja no necesariamente significa que una sociedad generó oportunidades suficientes para que los estratos sociales bajos logren establecerse en la parte superior de la distribución de ingreso. Es posible que haya gran movilidad entre la clase media y la clase baja, pero la clase alta permanezca intacta. Consideremos una situación donde los hijos de padres que estaban en la parte baja de la distribución de ingresos pasaran a la parte alta después de una generación y, por el contrario, los hijos de padres ricos estuvieran después de una generación en la parte baja de la distribución. Dicha sociedad tendría una elasticidad intergeneracional baja, pero no habría reducción alguna de la desigualdad. Esta es otra posible explicación por la que México podría no tener un coeficiente tan alto como el esperado: los ricos podrían mantenerse en la misma parte de la distribución de ingresos mientras la clase media y la clase baja tienen gran movilidad entre sí.

## **8 Conclusión**

Este trabajo analiza la elasticidad intergeneracional de México entre 1992 y 2011 utilizando Mínimos Cuadrados en Dos Etapas en Dos Muestras con datos de la ENIGH 1992 y la EMOVI 2011. Las estimaciones de la elasticidad intergeneracional en México oscilan alrededor de 0.3, número que concuerda con lo encontrado por Rojas (2012) en estudios anteriores. El coeficiente estimado de 0.3 significa que, si un padre en 1992 excedía la media de

---

<sup>10</sup> Banco Mundial, (*Índice de Gini - Mexico / Data*, s/f)

ingresos en 20% su hijo, en promedio, excedería la media de ingresos en 6%. Los resultados son sensibles en gran medida a incluir las regiones de los individuos al análisis. Esta característica concuerda con los resultados más recientes de Delajara y Graña (2018) y Campos y Vélez (2020), las regiones del país donde viven los individuos juegan un papel importante en la movilidad social que perciben. Además, los resultados de Campos y Vélez para individuos de la misma cohorte de nacimiento, aun usando otro método de estimación, son similares a los obtenidos en esta investigación.

Estos resultados son robustos a cambios en los rangos de edad y en las variables instrumentales usadas para la construcción de padres sintéticos que representen el ingreso de los padres en la encuesta de hijos. Asimismo, el modelo estima una elasticidad intergeneracional mayor para las mujeres, aunque la diferencia entre hombres y mujeres no es estadísticamente diferente de cero esta característica debe considerarse para futuros análisis. Además, si solo consideramos los hogares en los que ambos padres trabajaban, la estimación de la elasticidad intergeneracional es de una magnitud menor; tener a ambos padres trabajando ayuda a que los hijos tengan mayor posibilidad de mejorar su posición en la jerarquía social. Este resultado sugiere que políticas enfocadas a aumentar la inclusión laboral femenina atenuaría la persistencia en México. No obstante, presenta algunas limitantes como estar sujeto a la etapa del ciclo económico de los años 1992 y 2011.

Las características de las bases de datos no permitieron analizar casos importantes como la elasticidad intergeneracional para la población indígena. Asimismo, la EMOVI 2011 no es representativa a nivel regional por lo que no fue posible realizar un análisis más detallado sobre esto. También es necesario que las siguientes encuestas enfocadas a movilidad social incluyan una variable de ingresos continua para poder realizar un estudio de un periodo actual y, además, sería preferible tener datos sobre los individuos para un periodo más extenso; esto permitiría seguir la recomendación de Solon (1992) y hacer un promedio de los ingresos para un periodo extenso de tiempo. Esto permitiría corregir el problema de que la elección del año de la muestra influye en el resultado del análisis, y el ingreso permanente de los individuos estaría mejor representado. Asimismo, una base de datos ideal permitiría enlazar exactamente a padres e hijos sin necesidad de hacer una aproximación del ingreso del padre.

Para comparar estos resultados con los estudios realizados para otros países es necesario considerar diversos factores. Primero, los países deben tener características similares. Segundo,



los periodos de los datos que utiliza el análisis son fundamentales; la desigualdad ha tenido un declive importante desde finales del siglo XX. Finalmente, en conjunto con esto, las características y reformas que hizo el país en los periodos relevantes. Una explicación de porqué México muestra una elasticidad intergeneracional estimada menor a la de los países de América Latina con estudios similares y menor a la de Suecia en 1992 tiene que ver con los cambios estructurales que presentó en estas dos décadas en su sistema educativo, mejora en programas sociales, y políticas de liberalización comercial que tuvieron como consecuencia la mejora de las condiciones laborales de la población no calificada, entre otras. Asimismo, una elasticidad intergeneracional no es necesariamente sinónimo de mejoras sociales. Es posible que los individuos ricos permanezcan en la parte alta de la distribución de ingresos mientras que la clase media y clase baja tengan gran movilidad entre sí sin disminuir la desigualdad.

## Bibliografía

- Angrist, J. D., & Krueger, A. B. (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*, 87(418), 328–336. <https://doi.org/10.1080/01621459.1992.10475212>
- Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2008). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton university press.
- Arellano, M., & Meghir, C. (1992). Female Labour Supply and On-the-Job Search: An Empirical Model Estimated Using Complementary Data Sets. *The Review of Economic Studies*, 59(3), 537–559. <https://doi.org/10.2307/2297863>
- Becker, G. S., & Tomes, N. (1986). Human Capital and the Rise and Fall of Families. *Journal of Labor Economics*, 4(3, Part 2), S1–S39. <https://doi.org/10.1086/298118>
- Björklund, A., & Jäntti, M. (1997). Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States. *The American Economic Review*, 87(5), 1009–1018. JSTOR.
- Borisov, G., & Pissarides, C. A. (2016). *The Intergenerational Transmission of Human Capital and Earnings in Contemporary Russia* (SSRN Scholarly Paper ID 2861085). Social Science Research Network. <https://papers.ssrn.com/abstract=2861085>
- Campos-Vázquez, R. M., Barrera, V. H. D., & Vélez-Grajales, R. (2020). *Intergenerational Economic Mobility in Mexico*.
- CEEY. (2018, diciembre 20). ESRU – EMOVI. *Centro de Estudios Espinosa Yglesias*. <https://ceey.org.mx/contenido/que-hacemos/emovi/>
- Cervini-Plá, M. (2015). Intergenerational Earnings and Income Mobility in Spain. *Review of Income and Wealth*, 61(4), 812–828. <https://doi.org/10.1111/roiw.12130>
- Chen, W.-H., Ostrovsky, Y., & Piraino, P. (2017). Lifecycle variation, errors-in-variables bias and nonlinearities in intergenerational income transmission: New evidence from Canada. *Labour Economics*, 44, 1–12. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2016.09.008>
- Delajara, M., & Graña, D. (2018). Intergenerational Social Mobility in Mexico and its Regions Results from Rank-Rank Regressions. *Sobre México Temas de Economía*, 1, Article 1. [https://sobremexico-revista.iberomexico.mx/index.php/Revista\\_Sobre\\_Mexico/article/view/33](https://sobremexico-revista.iberomexico.mx/index.php/Revista_Sobre_Mexico/article/view/33)

- Dunn, C. E. (2007). The Intergenerational Transmission of Lifetime Earnings: Evidence from Brazil. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 7(2). <https://doi.org/10.2202/1935-1682.1782>
- Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 1992*. (s/f). Recuperado el 10 de octubre de 2020, de <https://www.inegi.org.mx/programas/enigh/tradicional/1992/>
- Esquivel, G., & Cruces, G. (2011). The dynamics of income inequality in Mexico since NAFTA [with Comment]. *Economía*, 12(1), 155–188.
- Ferreira, S. G., & Veloso, F. A. (2006). Intergenerational Mobility of Wages in Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, 26(2), 181–211. <https://doi.org/10.12660/bre.v26n22006.1576>
- Fortin, N. M., & Lefebvre, S. (1998). Intergenerational Income Mobility In Canada. *Labour Markets, Social Institutions, and the Future of Canada's Children*, 30.
- Grawe, N. D. (2006). Lifecycle bias in estimates of intergenerational earnings persistence. *Labour Economics*, 13(5), 551–570. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2005.04.002>
- Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2007). *The Role of School Improvement in Economic Development* (Working Paper Núm. 12832; Working Paper Series). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w12832>
- Índice de Gini—Chile | Data*. (s/f). Recuperado el 17 de septiembre de 2020, de <https://datos.bancomundial.org/indicador/SI.POV.GINI?locations=CL>
- Índice de Gini—Mexico | Data*. (s/f). Recuperado el 17 de septiembre de 2020, de <https://datos.bancomundial.org/indicador/SI.POV.GINI?locations=MX>
- Informe Regional sobre Desarrollo Humano para América Latina y el Caribe | PNUD en América Latina y el Caribe*. (s/f). UNDP. Recuperado el 17 de septiembre de 2020, de [https://www.latinamerica.undp.org/content/rblac/es/home/library/human\\_development/informe-regional-sobre-desarrollo-humano-para-america-latina-y-e.html](https://www.latinamerica.undp.org/content/rblac/es/home/library/human_development/informe-regional-sobre-desarrollo-humano-para-america-latina-y-e.html)
- Inoue, A., & Solon, G. (2010). Two-Sample Instrumental Variables Estimators. *The Review of Economics and Statistics*, 92(3), 557–561. [https://doi.org/10.1162/REST\\_a\\_00011](https://doi.org/10.1162/REST_a_00011)
- Lam, D., & Schoeni, R. F. (1993). Effects of Family Background on Earnings and Returns to Schooling: Evidence from Brazil. *Journal of Political Economy*, 101(4), 710–740. <https://doi.org/10.1086/261894>
- Mocetti, S. (2007). Intergenerational Earnings Mobility in Italy. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 7(2). <https://doi.org/10.2202/1935-1682.1794>

- Nopo, H., Atal, J., & Winder, N. (2010). *New century, old disparities: Gender and ethnic wage gaps in latin america.*
- Nunez, J. I., & Miranda, L. (2010). Intergenerational Income Mobility in a Less-Developed, High-Inequality Context: The Case of Chile. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 10(1). <https://doi.org/10.2202/1935-1682.2339>
- Olvera, C. G. C. (2017). DECREASING RETURNS TO SCHOOLING IN MEXICO. *Estudios Económicos*, 32(1 (63)), 27–63. JSTOR.
- Ordaz, J. L. (2007). *México: Capital humano e ingresos. Retornos a la educación, 1994-2005.* CEPAL. <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/5020>
- Organisation for Economic Co-operation and Development (Ed.). (2008). *Growing unequal? Income distribution and poverty in OECD countries.* OECD, Organisation for Economic Co-operation and Development.
- Parker, S. W., & Pederzini, C. (2001). Gender differences in education in Mexico. *The economics of gender in Mexico: Work, family, state, and market*, 9–45.
- Rojas, R. I. (2012). Transmisión intergeneracional del ingreso en México. *Movilidad social en México: constantes de desigualdad*, 299–352.
- Solon, G. (1992). Intergenerational Income Mobility in the United States. *The American Economic Review*, 82(3), 393–408. JSTOR.
- Székely, M., & Rascón, E. (2005). México 2000-2002: Reducción de la pobreza con estabilidad y expansión de programas sociales. *Economía Mexicana. Nueva Época*, 14(2), 217–269.
- Tasa de incidencia de la pobreza, sobre la base de la línea de pobreza nacional (% de la población) | Data.* (s/f). Recuperado el 17 de septiembre de 2020, de <https://datos.bancomundial.org/indicador/SI.POV.NAHC>
- Zorrilla, M., & Barba, B. (2008). Reforma educativa en México. Descentralización y nuevos actores. *Sinéctica, Revista Electrónica de Educación*, 30, 1–30.