

UNIVERSIDAD AUTONOMA DE NUEVO LEON
FACULTAD DE ECONOMIA



MOVILIDAD INTERGENERACIONAL
Y EL PAPEL DE LA EDUCACION

MAGALI NOELIA VALERO TONONE

MONTERREY, NUEVO LEON SEPTIEMBRE DE 1999

TM

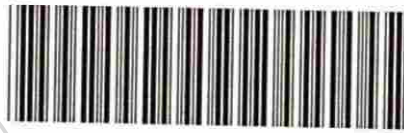
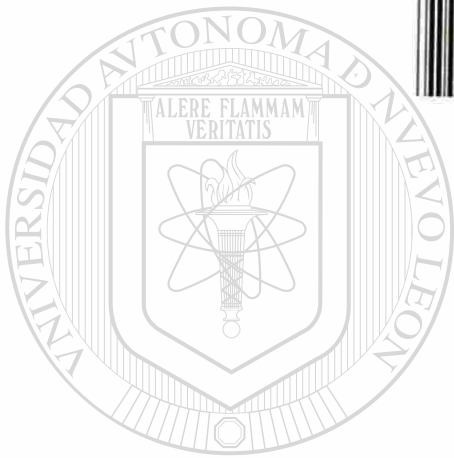
2716

.E2

FEC

1999

V3



1020128385

UANL

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN



DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECAS



UANL

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

®

DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECAS

**MOVILIDAD INTERGENERACIONAL Y
EL PAPEL DE LA EDUCACION**

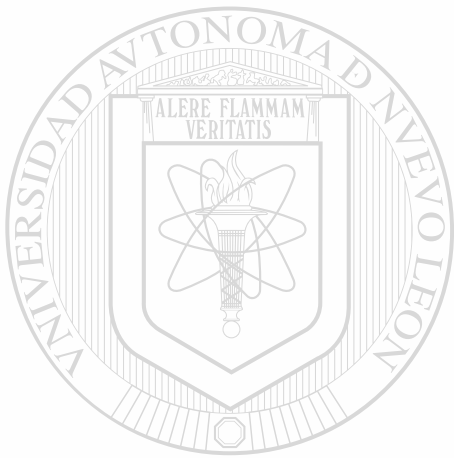
MAGALI NOELIA VALERO TONONE

MONTERREY, N. L.

SEPTIEMBRE DE 1999

0132-78160

T
Z7164
.E2
FEC
1999
V3



UANL

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

®

DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECAS



FONDO
TESIS

ÍNDICE

INTRODUCCIÓN	1
CAPÍTULO 1. ANTECEDENTES	5
1.1 La distribución del ingreso en México	5
1.2 La movilidad intergeneracional del ingreso en México	6
CAPÍTULO 2. METODOLOGÍA	10
2.1 Marco Teórico	10
2.1.1 Modelo Probit Bivariado	11
2.1.2 Distribuciones truncadas	11
2.1.3 Regla de selección en un probit bivariado	13
2.2 Marco empírico	13
2.2.1 Descripción de la muestra	13
2.2.2 Descripción del análisis empírico	15
CAPÍTULO 3. RESULTADOS	18
3.1 Regresiones intergeneracionales de los salarios por hora	18
3.2 Regresiones intergeneracionales; análisis por ciudades	22
3.3 El papel de la educación en la movilidad intergeneracional del ingreso	24
CONCLUSIONES	28
BIBLIOGRAFÍA	30



INTRODUCCIÓN

La desigualdad del ingreso intergeneracional es aquella desigualdad que se da a través de las generaciones. Conforme pasa el tiempo, puede ser que las diferentes generaciones hijo - padre - abuelo – bisabuelo se encuentren en diferentes situaciones económicas. Lo que buscamos saber es qué tan fácil es para los distintos miembros de diferentes generaciones de una familia moverse entre los estratos socioeconómicos del ingreso. Esto es lo que llamaremos “movilidad intergeneracional del ingreso”. Si encontráramos que para una familia es relativamente fácil presentar una estructura de abuelo rico, padre de clase media e hijo pobre, esto significaría una alta movilidad intergeneracional del ingreso. El caso de una baja movilidad intergeneracional del ingreso sería cuando naces en una cuna pobre lo más probable es que tú y tus hijos sean pobres también, y viceversa si eres rico.

Una alta movilidad intergeneracional del ingreso nos estaría indicando que una gran proporción de familias que eran pobres hace veinte años (una generación) ya no lo son. Entonces, aún y cuando observamos cómo la desigualdad del ingreso en México ha ido incrementándose en los últimos años, es posible que aún así encontremos movilidad intergeneracional. Por otro lado, si observamos inmovilidad intergeneracional del ingreso esto significaría que es muy difícil para familias pobres incrementar su calidad de vida aún después de varias generaciones. La existencia de inmovilidad intergeneracional del ingreso implicaría que gente de la misma capacidad puede generar más ingresos por el sólo hecho de venir de una familia más rica.

Es importante analizar lo que ha ido ocurriendo con la movilidad intergeneracional del ingreso en estos años. Si mientras que la desigualdad del ingreso ha ido aumentando, encontráramos que la desigualdad intergeneracional se reduce, serían aplicables diferentes políticas en contra de la pobreza ya que aunque cada vez se observen más pobres y más ricos, estos pobres y ricos no son necesariamente de las mismas familias que antes, sino de diferentes y que se han movido dentro de los estratos de ingreso.

Las oportunidades que enfrenten los hijos dependerán del grado de movilidad intergeneracional del ingreso. Un alto grado de movilidad intergeneracional del ingreso aporta evidencia de igualdad de oportunidades para los diferentes individuos. Un bajo grado de movilidad intergeneracional del ingreso es preocupante ya que indica que es difícil para la gente de menos recursos salir de su

condición económica, aún después de varias generaciones. Este trabajo estudia la movilidad intergeneracional del ingreso para la República Mexicana y para sus principales áreas metropolitanas. Además, analiza el papel de la educación como transmisor del ingreso entre padres e hijos.

Para todas las estimaciones se utiliza la Encuesta Nacional de Empleo Urbano correspondiente a 1997 que realizó el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática. La encuesta cuenta con datos personales de individuos que viven en las principales áreas urbanas del país.

Este trabajo utiliza salarios por hora de pares de jefes de familia e hijos, para estimar una ecuación en donde la variable independiente es el logaritmo natural del salario por hora del hijo (α) y la variable dependiente es el logaritmo natural del salario por hora del jefe. Con esta ecuación se pretende medir que tanto del salario del jefe es transmitido al hijo. Para ajustar las diferencias de edades y de experiencia entre padres e hijos, ingresamos a las estimaciones variables de edad y edad al cuadrado de jefes e hijos.

Nos enfrentamos con el problema de que sólo observamos los salarios por hora de hijos y de jefes cuando éstos toman la decisión de trabajar. Si sólo tomamos en cuenta a los individuos que trabajan los coeficientes podrían resultar seriamente sesgados (Couch y Lillard, 1998). Para que los resultados no sufran sesgo a causa de esto, se utiliza un método de estimación que corrige este tipo de problemas. Usamos una variante del modelo de Heckman (1976) para distribuciones truncadas, para calcular la probabilidad de que el hijo y el jefe trabajen y con esa información generar dos variables de sesgo por selección, una para el hijo y otra para el jefe. Las variables de sesgo se introducen en las regresiones de mínimos cuadrados ordinarios para corregir el problema de autoselección de la muestra. Para calcular la probabilidad de que el hijo y el jefe trabajen, se usa el modelo probit bivariado que permite la interacción entre los errores de las dos ecuaciones.

Encontramos que al aumentar el salario por hora del padre en 100%, el salario por hora del hijo se incrementa en 29%. Este resultado es evidencia de que existe regresión hacia la media entre los ingresos de padres e hijos. Es decir, que en México hijos de padres ricos tienden a ser menos ricos que sus padres e hijos de padres pobres tienden a ser menos pobres que sus padres. La distribución intergeneracional del ingreso parece que se hace más pequeña y tiende a un nivel estable en el tiempo. Como veremos más adelante, en algunos estudios se han encontrado resultados similares para otras regiones o países (Becker y Tomes, 1986).

Además, encontramos que no hay diferencias entre jefes hombres y mujeres pero sí hay diferencias significativas entre los hijos hombres y las hijas mujeres. En particular, encontramos un mayor coeficiente de logaritmo natural del salario del padre para hijas que para hijos. Esto es evidencia de que es más difícil para mujeres cambiar de condición económica que para los hombres. Behrman y Taubman (1985) encuentran que en Wisconsin no hay diferencias significativas entre hijas e hijos.

Tomando varias submuestras de la muestra general, separamos las áreas metropolitanas de Guadalajara, Monterrey y del Distrito Federal, de otra con todas las demás ciudades. No se encuentran diferencias significativas entre el área metropolitana de Monterrey, el área metropolitana del Distrito Federal y las demás ciudades. Sin embargo, el área metropolitana de Guadalajara presenta coeficientes de movilidad intergeneracional del ingreso significativamente menores que en las demás muestras.

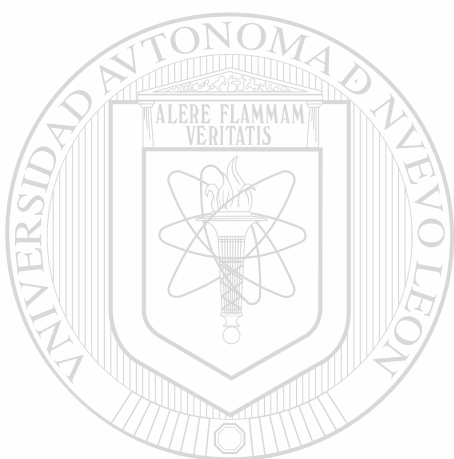
La educación puede ser un importante transmisor de ingresos entre padres e hijos. Los padres dan educación a sus hijos y por medio de ésta afectan sus salarios potenciales. De hecho, se puede llegar a pensar que toda la transmisión de ingresos de padres a hijos se da por medio de la educación. En esta tesis se encuentra que una pequeña parte de la transmisión del ingreso de padres a hijos sí se da por medio de la educación, pero que la mayor parte de la transmisión de ingresos que se da de padres a hijos, se da por otros factores diferentes de la educación. Nuestros resultados son consistentes con aquellos encontrados en Eide y Showalter (1998) en donde los autores encuentran que tomar en cuenta a la educación hace que los coeficientes estimados del salario del padre caigan en aproximadamente 25%. Al tomar en cuenta la educación para el caso de México, el coeficiente del logaritmo natural del salario del padre cae en 15%.

DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECAS

Además, al separar a hijos de hijas encontramos que el efecto de la educación en la transmisión intergeneracional del ingreso es diferente para los dos grupos. Específicamente, se encuentra que la educación es más importante transmisor intergeneracional del ingreso para hijas que para hijos.

Adicionalmente se encuentra que el papel de la educación en la transmisión del ingreso entre generaciones es más importante en las áreas metropolitanas grandes (Monterrey, Guadalajara y Distrito Federal) que en el resto del país, ya que los coeficientes del salario del jefe se reducen más en estas áreas metropolitanas que en el resto del país al introducir la variable de educación.

La organización del trabajo es como sigue. En el siguiente capítulo se presentan algunos antecedentes del problema. En el Capítulo 2 se describe la metodología que se va a seguir. En el Capítulo 3 se presentan los resultados y, por último, se presentan las conclusiones.



UANL

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

®

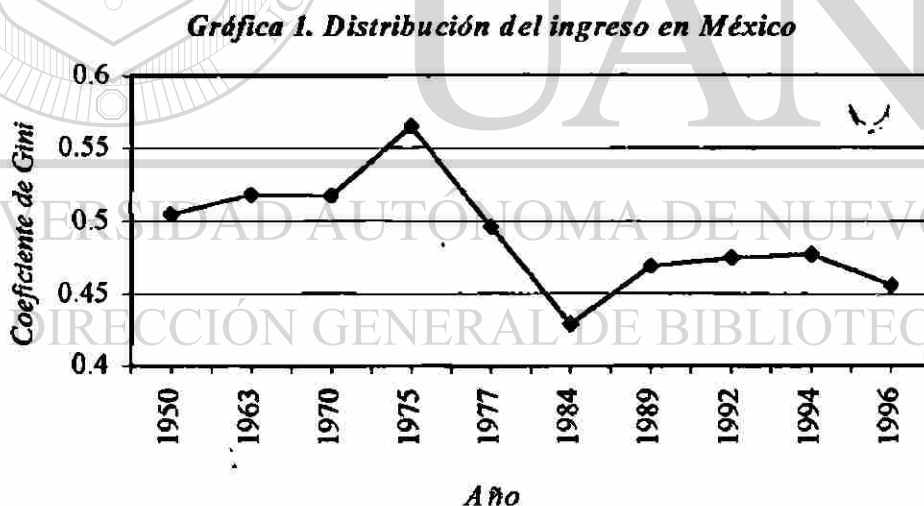
DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECAS

CAPÍTULO 1. ANTECEDENTES

1.1 La distribución del ingreso en México

La desigualdad del ingreso mide cuántos ricos y cuántos pobres hay dentro de una misma generación. La desigualdad intergeneracional del ingreso está determinada por el grado de movilidad intergeneracional, que es aquel bajo el cual hay "igualdad de oportunidades" para los hijos cuyos padres son de diferentes niveles económicos.

Desafortunadamente no existen datos sobre la distribución del ingreso para antes de 1950. Pero para el periodo en el cual ya contamos con datos, las estimaciones no señalan una tendencia definida del cambio en la distribución del ingreso, sino que se observa que los índices de desigualdad aumentan para unos periodos y disminuyen para otros, como se muestra en la Gráfica 1, por medio del Coeficiente de Gini.



*Fuente: Estimaciones propias.
(Con datos de Garduño y González e INEGI)*

El coeficiente de Gini se obtiene comparando los ingresos de todas las personas en una muestra de sección cruzada. Una forma de obtenerlos es como sigue:

$$G = \frac{1}{2n^2 \mu} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y^i - y^j|$$

En donde n es el número de individuos, μ se normaliza con el ingreso medio y $y^i - y^j$ son las diferencias para cada par de ingresos. El valor de este indicador puede estar entre 0 y 1; el valor cercano a cero indicaría la existencia de equidad en la distribución del ingreso; el valor cercano a uno indicaría la máxima concentración del ingreso.

De acuerdo con González (1998), el 50% del ingreso está concentrado en el 10% de la población, mientras que el 10% de las personas de menores ingresos recibe el 2% del ingreso total. Además, señala que el 80% de los niños nacen en las familias que viven en pobreza extrema, de ahí la importancia de medir las oportunidades de los hijos que nacen en familias menos privilegiadas.

Otra manera de analizar la distribución del ingreso es de forma geográfica. Livas (1998) enfatiza la mala distribución del ingreso en México analizando la situación de los estados mexicanos, y muestra que el ingreso per capita del Distrito Federal es más de cuatro veces el de Chiapas, Oaxaca, Tlaxcala, Michoacán o Guerrero; y el de Nuevo León es el triple del de estos estados.

En una comparación de la desigualdad internacional, Todaro (1982) señala que en conjunto, los países desarrollados muestran una distribución relativamente más igualitaria que la mayoría de los países del Tercer Mundo. La distribución del ingreso en México según Garduño y González (1998), es más equitativa que en Chile, Brasil, Guatemala y Honduras, y menos que en Venezuela, Colombia, Costa Rica o Perú. Países más pobres que México, como Pakistán, Nepal e India, y más ricos como España, Francia, Alemania y Japón muestran índices de desigualdad más bajos.

1.2 La movilidad intergeneracional del ingreso en México

De acuerdo con Garrasco (1981) se observa antes de la Conquista una distribución muy desigual del poder económico y político en los distintos sectores sociales. La forma más importante de riqueza la constituía la tierra, la cual no se podía comprar o vender. Las formas fundamentales de la transmisión de la tierra fueron por herencia y por decisión pública de las autoridades. La adquisición de la tierra por herencia implica un muy bajo grado de movilidad intergeneracional del ingreso, si no es que nulo. A lo único que podías aspirar era a poseer exactamente lo que poseía tu padre. De ese modo, el "ingreso" del padre era completamente heredado al hijo. Hijos de padres ricos permanecían ricos, mientras que hijos de padres pobres permanecían pobres. La otra forma de transmitir la tierra era por medidas administrativas del soberano. Éste repartía tierras después de una conquista, las daba como premio a sus servidores, las quitaba como castigo a los delincuentes o

las reasignaba según las necesidades del momento. Entonces, la única forma de ascender en la escala social era mediante la profesión de guerrero. La única movilidad intergeneracional del ingreso que se daba era, de acuerdo con esto, cuando en la familia había algún guerrero premiado o algún delincuente castigado. También encontramos en esta época que la producción artesanal se hacía dentro de la familia, heredando así los padres el oficio a los hijos; lo cual constituye otra aseveración de que la movilidad intergeneracional del ingreso era muy baja en estas sociedades mexicanas.

Lockhart discute que en el momento de la Conquista las familias españolas dominantes formaban y creaban por medio de matrimonios entre ellas, aglomeramientos. Cada una de estas familias intentaba poner uno o más de sus miembros en los altos niveles jerárquicos de las provincias. Los recientemente ricos o poderosos eran atraídos a las familias dominantes más antiguas y viceversa, con los nuevos ricos típicamente siendo absorbidos en los rangos dominantes por medio del matrimonio. Se veía a las familias usar al matrimonio para ascender de rango social. Otro mecanismo de movilidad eran las profesiones de leyes y medicina que tenían un doble aspecto. Primero, las mejores y más nobles familias no cuestionaban el mandar a sus hijos varones a estas ramas, en donde podían esperar un rápido avance a posiciones altas. Segundo, la gente de nivel medio usaba estas profesiones como un conducto hacia arriba. Se observa entonces, desde ésta época, cómo la educación de los hijos es utilizada como mecanismo de transmisión de ingresos de padres a hijos, ya que los padres dan educación a los hijos en un intento por mejorar su posición social.

Actualmente, hay muy pocos estudios que enlazan el ingreso de padres e hijos debido a la dificultad de obtener datos. Típicamente, se estima una ecuación de la forma:

$$\ln(I_h) = a + b \cdot \ln(I_p)$$

en donde I_h e I_p representan los ingresos de hijos y padres, respectivamente. Si encontráramos, por ejemplo, un coeficiente $b=0.37$, la diferencia entre 0.37 y la unidad (63%) indica el grado de regresión hacia la media en los ingresos en una generación. Esto significa que si tus padres tienen un 100% más que la media, tú puedes esperar tener aproximadamente 37% por encima de la media.

Existen estudios que analizan la movilidad intergeneracional del ingreso para diferentes regiones de Estados Unidos, Inglaterra, Suiza, Suecia y Noruega. En la Tabla 1 se observan algunos de los resultados encontrados en Becker y Tomes (1986). Como veremos más adelante, en este trabajo se encuentra que al incrementarse el salario del jefe en 100%, el salario del hijo aumenta en 29%. De

acuerdo con la tabla y comparando con la columna de ϵ , la movilidad intergeneracional del ingreso en México es mayor que la de York, Inglaterra en 1975-1978 y que la de Malmö, Suecia en 1963; y menor que la que se dio en Winsconsin, Estados Unidos en 1965, en los Estados Unidos de 1981-1982 y en Sarpsborg, Noruega en el año de 1960.

Tabla 1. Otros resultados encontrados*.

Lugar y Fecha	Var. Dep.	Var. Inde.	Coef	t	n	ϵ	Autor
Winsconsin 1965	E	IP	0.15	8.5	2069	0.13	Hauser(1975)
United States 1981-1982	log E	log E	0.18	3.7	722	0.18	Behrman and Taubman (1983)
York, England 1975-1978	Log H	Log W	0.44	3.4	198	0.44	Atkinson (1981)
1975-1978	Log W	Log W	0.36	3.3	307	0.36	Atkinson (1981)
Malmö Sweden, 1963	Log I	ICD	0.69	10.9	545	0.79	De Wolff and van Slijpe (1973)
Sarpsborg, Norway 1960	Log I	Log I	0.14	1.2	115	0.14	Soltow (1965)

*Fuente : Becker y Tomes (1986) ; Tabla 22.

E = ganancias ; IP = ingreso de los padres ; W = ganancias semanales ; I = ingreso ; ϵ = elasticidad del ingreso o las ganancias del hijo con respecto a las ganancias o ingreso de su padre; H = ganancias por hora.

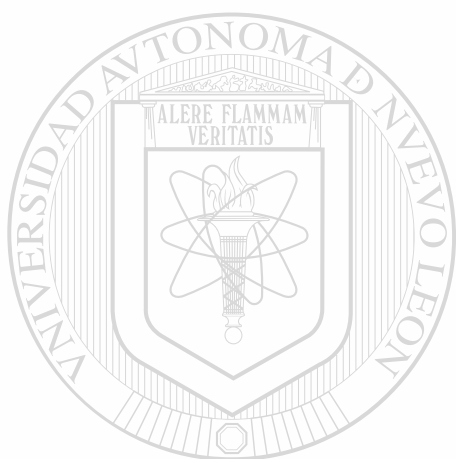
En Björklund y Jäntti (1997), usando muestras independientes de padres e hijos, se encuentran estimadores de 0.226 para Suecia y de 0.329 para los Estados Unidos, cuando usan correcciones por edad. También Eide y Showalter (1998) hacen estimaciones para los Estados Unidos corrigiendo por edad, y encuentran estimadores de 0.34 y 0.45 dependiendo de la muestra que utilicen. Solon (1992) encuentra estimadores de movilidad intergeneracional de alrededor de 0.4 para los Estados Unidos.

DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECAS

Una importante implicación de estas medidas es que si la relación entre los ingresos de padres e hijos no es mayor a 0.4, prácticamente todas las ventajas o desventajas tienden a desaparecer en sólo tres generaciones. Los ingresos de los individuos de este tipo de sociedades tienen poco efecto en las ganancias de sus bisnietos y sus descendientes posteriores.

Sin embargo, existe evidencia de que la influencia de los antecedentes familiares en los logros de los hijos es mayor en los países menos desarrollados que en los desarrollados. Por ejemplo, Becker y Tomes (1986) hacen alusión a estudios de Kelley y de Heckman y Hotz en donde se encuentra que la educación del padre tiene un efecto mayor en la educación del hijo en Bolivia y Panamá que en los Estados Unidos. La regresión hacia la media en los Estados Unidos y otros países ricos parece ser

rápida: todas las ventajas o desventajas de los antecesores desaparecen en tres generaciones en promedio. Entonces, no se puede hablar de que la pobreza sea una “cultura” que persiste durante varias generaciones. Resulta interesante, pues, analizar si este resultado se mantiene para un país en desarrollo como México.



UANL

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN



· DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECAS

CAPÍTULO 2. METODOLOGÍA

2.1 Marco Teórico

En este estudio buscaremos medir el grado de movilidad intergeneracional que se da en los salarios de jefes de familia e hijos para la República Mexicana. Para analizar el efecto que tiene el salario del jefe de la familia en el salario de su hijo (a) típicamente se necesita estimar una ecuación de la forma:

$$\text{Ln}W_{i,t+1} = \alpha + h \text{Ln}W_{i,t} + \varepsilon_{t+1}$$

En donde $\text{Ln}W_{i,t+1}$ es el logaritmo natural del salario por hora del hijo de la familia i , $\text{Ln}W_{i,t}$ es el logaritmo natural del salario por hora del jefe de la familia i y α es una constante; suponemos que el error ε_{t+1} es independiente de $\text{Ln}W_{i,t}$ y que la esperanza del error es igual a cero. Sin embargo, debido a la información disponible no podemos estimar una ecuación de ese tipo, sino más bien tenemos que estimar una ecuación en donde tomemos a pares de hijos y jefes en un mismo momento en el tiempo para ambos.

$$1) \quad \text{Ln}W_{i,t}^h = \alpha + h \text{Ln}W_{i,t}^j + \varepsilon$$

La ecuación (1) es la que nos disponemos a estimar, en donde el subíndice i se refiere a la familia, y los superíndices h y j se refieren al hijo y el jefe respectivamente. Todas las variables se toman en un mismo punto en el tiempo: t .

El coeficiente h es el que medirá el grado con el cual están relacionados los salarios por hora de padres e hijos. En particular, $|h| < 1$ implicaría regresión hacia la media entre los salarios por hora de padres e hijos, lo que significaría que hijos de padres ricos tienden a ser menos ricos que sus padres e hijos de padres pobres tienden a ser menos pobres que sus padres. El encontrar este resultado implicaría que la desigualdad del ingreso tiende a un nivel más pequeño y estable en el tiempo. Evidencia de regresión en contra de la media en los salarios de padres e hijos ($|h| > 1$) implicaría que hijos de padres ricos son más ricos que sus padres e hijos de padres pobres son más pobres que sus padres, es decir una desigualdad del ingreso creciente en el tiempo. Por último, $|h| = 1$ implicaría estabilidad en la relación del ingreso entre padres e hijos, por lo cual no se podría concluir que las oportunidades que enfrentan las diferentes generaciones sean distintas.

La estimación de la ecuación (1) no es tan sencilla. El problema radica en que tanto el salario del hijo como el del jefe de su familia sólo son observables si éstos deciden trabajar, por lo que no se está cumpliendo con la condición predicha de que la esperanza del error sea cero. Para corregir este problema es que haremos uso de un modelo para distribuciones truncadas que parte de un modelo probit bivariado. En seguida discutiremos las herramientas necesarias para estimar el grado de movilidad intergeneracional del ingreso. Primero veremos a teoría sobre el modelo probit bivariado y las distribuciones truncadas. Después se establecerá el modelo que ayuda a corregir el problema de distribuciones truncadas y por último se verá el problema del modelo doblemente truncado.

2.1.1 Modelo Probit Bivariado

Usamos un modelo probit bivariado cuando queremos correr dos ecuaciones probit y permitir que los errores estén correlacionados. La especificación general es :

$$\begin{aligned}
 Y_1^* &= \beta_1 X_1 + \varepsilon_1 & Y_1 &= 1 \text{ si } Y_1^* > 0 \\
 & & & Y_1 = 0 \text{ de otra forma} \\
 Y_2^* &= \beta_2 X_2 + \varepsilon_2 & Y_2 &= 1 \text{ si } Y_2^* > 0 \\
 & & & Y_2 = 0 \text{ de otra forma}
 \end{aligned}$$

$$E[\varepsilon_1] = E[\varepsilon_2] = 0$$

$$\text{Var} [\varepsilon_1] = \text{Var} [\varepsilon_2] = 1$$

$$\text{Cov} [\varepsilon_1, \varepsilon_2] = \rho$$

Los residuales ε_i tienen una distribución normal multivariada.

Haciendo uso de este modelo se correrán dos ecuaciones con variables que ayuden a explicar la probabilidad de que el hijo y el jefe trabajen. Posteriormente se utilizará un modelo de distribuciones truncadas como el que mostramos en la siguiente sección.

2.1.2 Distribuciones truncadas

Una distribución truncada es parte de una distribución no truncada que está por encima (o debajo) de un valor especificado. La especificación en un modelo de trabajo sería :

$$W_i = X_{1i} \beta_1 + \varepsilon_{1i}$$

W_i = Salario de la persona i

$$\hat{W}_i = X_{2i} \beta_2 + \varepsilon_{2i}$$

\hat{W}_i = Salario de Reserva (estimado)

Se define una función índice :

$$I_i = W_i - \hat{W}_i = X_{1i} \beta_1 - X_{2i} \beta_2 + (\varepsilon_{1i} - \varepsilon_{2i}) ;$$

Trabaja si $I_i > 0$;

No trabaja si $I_i < 0$.

Entonces,

$$I_i = X_{3i} \beta_3 + v_i \text{ en donde}$$

$$X_{3i} = X_{1i} - X_{2i}$$

$$v_i = \varepsilon_{1i} - \varepsilon_{2i}$$

$$\beta_3 = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix}$$

$$\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i} \sim N(0, \Sigma)$$

Se puede demostrar que (Ver Maddala (1983), apéndice):

$E[W_i | \text{trabaja}] = X_{1i} \beta_1 + \sigma_1 \rho_{v1} \lambda_i$; en donde $\sigma_1 \rho_{v1}$ es una constante y

$$\lambda_i = \frac{\phi(-X_{3i} \beta_3^*)}{1 - \Phi(-X_{3i} \beta_3^*)}$$

en donde β_3^* es el coeficiente β_3 estandarizado, $\phi(\cdot)$ es la función densidad de probabilidad de la normal y $\Phi(\cdot)$ es la función de densidad acumulativa de una normal.

DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECAS

Entonces, vemos que en este caso la esperanza del error no es cero, por lo que el estimador será sesgado y su varianza también.

Modelo de Heckman para distribuciones truncadas

Para corregir el problema de que la esperanza del error ya no es igual a cero, se usa un modelo auxiliar que nos ayuda en el proceso de generar el salario por hora. Heckman (1976) propone el uso de mínimos cuadrados en dos etapas de la siguiente manera :

- a) Estimamos β_3^* de un modelo probit (estimando la probabilidad de que trabaje o de que el salario de reserva exceda el salario observado).
- b) Calcular λ_1
- c) Correr la regresión incluyendo como variable explicativa λ_1 , es decir :

$$W_i = X_{1i}\beta_1 + \sigma_1 \rho_{01} \hat{\lambda}_1 + u_i$$

De acuerdo con estas definiciones, si el coeficiente de $\hat{\lambda}_1$ resulta positivo, esto significaría que los más hábiles para el trabajo en el mercado son los que trabajan.

2.1.3 Regla de selección en un probit bivariado

Necesitamos ampliar el modelo de la sección anterior por el hecho de que no sólo es una variable del modelo la que está truncada, sino dos: el salario por hora del hijo y el del jefe. Utilizamos la siguiente regla de selección por que el modelo está doblemente truncado, es decir, de ambos lados de la ecuación (1) tenemos distribuciones truncadas. El modelo es el siguiente:

$$Y = \beta'X + \varepsilon$$

$$z_a^* = \alpha_a'v_a + u_a$$

$$z_b^* = \alpha_b'v_b + u_b$$

$$z_j = 1 \text{ si } z_j^* > 0 \text{ y } 0 \text{ de otra forma, para } j = a, b$$

ε , u_a y u_b tienen una distribución normal trivariada con varianzas σ^2 , 1 y 1, respectivamente y correlaciones γ_a , γ_b y ρ_{ab} . Se obtienen estimadores para todos los parámetros del modelo. Suponemos que Y y X se observan únicamente cuando j_a y j_b son 0 ó 1 (generalmente 1,1). Dado que u_a y u_b están correlacionados se aplica un modelo probit bivariado y se calculan las lambdas, λ_{11} y λ_{21} , para cada una de las dos ecuaciones probit. Los estimadores se obtienen utilizando un método análogo al modelo de selectividad con sólo una ecuación. Se utiliza una distribución truncada normal bivariada en este caso.

2.2 Marco empírico

2.2.1 Descripción de la muestra

Para analizar la movilidad intergeneracional de los salarios por hora en México se utiliza la Encuesta Nacional de Empleo Urbano del tercer trimestre de 1997 realizada por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI). Se toma la información de un año en particular dada la escasez de datos disponibles. Lo ideal sería tener las ganancias presentes descontadas a través de toda la vida para cada generación para hacer el análisis.

De la muestra original, se tomaron los pares de jefes - hijos y se hicieron las estimaciones. Para las estimaciones en sí sólo se utilizaron parejas en donde ambos individuos trabajaran (jefe - hijo), sin embargo, para corregir el problema de autoselección se utilizaron todas las observaciones. En algunos otros estudios se han utilizado parejas de hijo mayor - jefe, sin embargo en estudios para los Estados Unidos los resultados parecen no cambiar (Björklund y Jäntti, 1997).

Las características de la muestra (truncada) en donde sólo hay parejas hijo - jefe que trabajan se muestran en la Tabla 2.

Tabla 2. Características de la muestra.

Variable	Media	Desviación Estándar
Edad del hijo	21.56	5.07
Edad del jefe de familia	48.99	7.90
Educación del hijo	9.69	3.57
Educación del jefe	6.07	4.34
Estado civil del hijo ^a	0.069	0.25
Estado civil del jefe	0.76	0.43
Sexo del hijo ^b	0.62	0.49
Sexo del jefe	0.83	0.37
Salario por hora del hijo	7.99	47.3
Salario por hora del jefe	11.62	18.44
n = 19,435		

^a1 si es casado, 0 de otra forma

^b1 si es hombre, 0 si es mujer

2.2.2 Descripción del análisis empírico

En esta sección veremos el procedimiento seguido para las estimaciones. Lo que necesitamos estimar es :

$$\ln W_i^h = \text{constante} + a_1 \ln W_j + \text{error}$$

En donde W se refiere al salario por hora, $i = 1, 2, \dots, n$ son el número de parejas (hijo - jefe) en la muestra, y los superíndices h y j se refieren a hijo y jefe respectivamente.

Las distribuciones de las variables W^h y W^j están truncadas en el valor de cero (solo podemos observar valores del salario por hora del individuo, hijo o jefe, cuando éstos deciden trabajar). Entonces, primero estimamos la probabilidades de que el hijo y el jefe trabajen con el modelo probit bivariado estimando :

$$(2) \text{ EMPLEADO} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ SEXO} + \alpha_2 \text{ CASADO} + \alpha_3 \text{ EDAD} + \alpha_4 \text{ EDU} + \alpha_5 \text{ EDUJEFE} + \varepsilon_1$$

$$(3) \text{ TRABJEFE} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{ SEXJEF} + \gamma_2 \text{ EDCIVJEF} + \gamma_3 \text{ EDADJEF} + \gamma_4 \text{ EDUJEFE} + \varepsilon_2$$

En donde las variables anteriores se refieren a :

<i>Variable</i>	<i>Definición</i>
EMPLEADO	Variable binaria, indica si el hijo está empleado o no. (1 = está empleado, 0 = no está empleado).
SEXO	Variable binaria, indica el sexo del hijo. (1 = hombre, 0 = mujer).
CASADO	Variable binaria, indica si el hijo es casado o no. (1 = está casado, 0 = no está casado).
EDAD	Edad del hijo en años
EDU	Educación del hijo en años
EDUJEFE	Educación del jefe en años
TRABJEFE	Variable binaria, indica si el jefe está empleado o no. (1 = está empleado, 0 = no está empleado).
SEXJEF	Variable binaria, indica el sexo del jefe. (1 = hombre, 0 = mujer).
EDCIVJEF	Variable binaria, indica si el jefe es casado o no. (1 = está casado, 0 = no está casado).
EDADJEF	Edad del jefe en años

1020128385

$\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_5$ son los parámetros a estimar en (2), y $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_4$ son los parámetros a estimar en (3). Por último, ϵ_1 y ϵ_2 se refieren a los errores de (2) y (3) en donde $Cov[\epsilon_1, \epsilon_2] = \rho$. Al estimar estas dos regresiones mediante el modelo probit bivariado obtendremos $\hat{\rho}$ y si resulta significativo esto soportaría el uso del modelo.

La ecuación 2 nos dice que la probabilidad de que un hijo trabaje depende de su sexo, de su estado civil, de su edad, su educación, y de la educación del jefe de su familia. Nosotros esperamos que su probabilidad de trabajar aumente si es hombre, si está casado, entre más grande sea de edad, y si es más estudiado. Entre más educado esté el jefe de su familia esperamos que el hijo posponga su entrada al mercado laboral. En el caso de la ecuación (3), la probabilidad de que el jefe de la familia trabaje depende de su edad, sexo, estado civil y educación. En particular, esperamos que la probabilidad de que el jefe de la familia esté trabajando sea mayor para aquellos con mayor edad, más educación, para los casados y para los hombres.

De las dos regresiones probit estimadas, calculamos $\hat{\lambda}_1$ y $\hat{\lambda}_2$, la primera para (2) y la segunda para (3), en donde $\hat{\lambda}_i$ es una medida del sesgo de selección λ_i derivado de los parámetros de las ecuaciones probit estimadas.

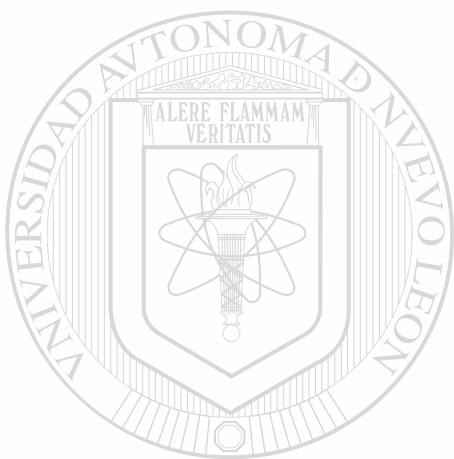
Las lambdas son necesarias para corregir el problema de auto - selección de la muestra que surge por no estar seleccionada ésta aleatoriamente de la población, sino sólo si cumple con la condición predicha de que el salario por hora del hijo y del jefe sea mayor que cero.

El último paso para la corregir el sesgo por selección sería correr la regresión de la siguiente forma :

$$(4) \quad \ln W_{i,h} = \delta_0 + \delta_1 \ln W_{i,p} + \delta_2 \hat{\lambda}_{1i} + \delta_3 \hat{\lambda}_{2i} + \epsilon_3$$

Ahora, es necesario que incluyamos alguna variable que ayude en la corrección de las diferencias entre padres e hijos. Es decir, normalmente vemos que los padres ganan más que sus hijos, lo que se puede deber a la edad (y por lo tanto a la experiencia) de los padres. Es por esto que intentaremos dejar de lado las diferencias en los ingresos que son atribuibles a la edad de las personas. Esto lo lograremos si incluimos variables de edad en la ecuación (4) para dar lugar a la ecuación (5). Añadiremos las variables de edad del hijo y edad del jefe, así como sus respectivos cuadrados para permitir efectos no lineales de la edad en el salario. El resultado es:

$$(5) \quad I_{11}W_{1t} = \pi_0 + \pi_1 I_{11}W_{1t} + \pi_2 \hat{\lambda}_{1t} + \pi_3 \hat{\lambda}_{2t} + \pi_4 \text{EDAD} + \pi_5 (\text{EDAD})^2 \\ + \pi_6 \text{EDADJEF} + \pi_7 (\text{EDADJEF})^2 + \varepsilon_4$$



UANL

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN



DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECAS

CAPÍTULO 3. RESULTADOS

3.1 Regresiones intergeneracionales de los salarios por hora

Si corremos la ecuación 5 por mínimos cuadrados ordinarios obtenemos (los errores estándar están entre paréntesis):

$$\begin{aligned} \ln W_t^h = & -1.06 + 0.30 \ln W_t^j + 0.14 \text{EDAD} - 0.002 (\text{EDAD})^2 + 0.006 \text{EDADJEF} \\ & \text{(1.126)} \quad \text{(0.0154)} \quad \text{(0.0047)} \quad \text{(0.000194)} \quad \text{(0.0054)} \\ & - 0.00002 (\text{EDADJEF})^2 \\ & \text{(0.000055)} \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.271 \quad n = 19,435$$

Encontramos que la elasticidad del salario por hora del hijo con respecto al del jefe es de 0.30, indicando así que al aumentar el salario por hora del jefe en 100%, el salario por hora del hijo aumenta en 30%. Las otras variables incluidas en la regresión también resultan como eran esperadas: tanto la edad del hijo como la del jefe tienen un efecto positivo en el salario del hijo, pero de forma decreciente.

Ahora, para corregir el sesgo por selección necesitamos estimar las ecuaciones (2) y (3) en un probit bivariado, y posteriormente estimar la ecuación (5). Vemos en la Tabla 3 que es lo que pasa al estimar la probabilidad de que estén trabajando.

Tabla 3. Resultados del modelo probit bivariado (ecuaciones (2) y (3)).

HIJO				JEFE			
Variable	Coefficiente	Error std.	Prob	Variable	Coefficiente	Error std.	Prob
Constante	-2.400	0.02150	.0000	Constante	2.289	0.03293	.0000
SEXO	0.439	0.01023	.0000	SEXJEF	1.057	0.01718	.0000
CASADO	-0.266	0.02044	.0000	EDCIVJEF	-0.089	0.01636	.0000
EDAD	0.104	0.00075	.0000	EDADJEF	-0.047	0.00062	.0000
EDU	0.023	0.00140	.0000	EDUJEFE	0.0021	0.00109	.0556
EDUJEFE	-0.063	0.00118	.0000				
RHO (1,2)	0.0085	0.00733	.2488	n = 78,674			

Los resultados muestran que aumenta la probabilidad de que el individuo trabaje si es hombre y a mayor educación, independientemente de si es hijo o jefe. La probabilidad de que trabaje disminuye si está casado (contrario a lo que esperaba), y aumenta con la edad para el hijo, pero disminuye con la edad para el jefe. Para ambos la probabilidad aumenta a mayor educación. Finalmente, la probabilidad de que el hijo trabaje disminuye entre más educado el jefe de la familia, como habíamos propuesto.

Nótese que los errores de las dos ecuaciones parecen no estar correlacionados (el coeficiente de $RHO(1,2)$ no es significativo). El modelo de selección entonces se corrige como si fueran dos ecuaciones independientes, con los siguientes resultados para la ecuación (5):

Tabla 4. Resultados de la estimación del impacto del salario del jefe en el del hijo (a).

Variable	Coefficiente	Error estándar	Prob
Constante	-1.536	0.13692	.0000
$\ln W_j$	0.289	0.00572	.0000
EDAD	0.158	0.00514	.0000
(EDAD) ²	-0.0023	0.00009	.0000
EDADJEF	0.0078	0.00535	.1469
(EDADJEF) ²	-0.39E-04	0.000055	.4773
LAMBDA -A (hijo)	0.176	0.02021	.0000
LAMBDA -B (jefe)	0.077	0.02297	.0007
R ² - Ajustada= 0.274		n = 19,435	

Encontramos que la elasticidad del salario del hijo con respecto al jefe es de 0.289, esto indica la presencia de regresión hacia la media en los salarios de las diferentes generaciones, los salarios por hora regresan hacia la media en 71% en una generación. Es decir, si tu padre gana 100% más que la media, tú puedes esperar ganar 29% por encima de la media. También observamos que los coeficientes de las lambdas son significativos y positivos, tanto para hijos como para jefes. Esto indica que son los hijos y los jefes más hábiles para el mercado laboral los que ingresan a él.

Al corregir por el problema de autoselección de la muestra, la elasticidad en cuestión disminuye de 0.30 a 0.289. Esto confirma que seleccionar la muestra basado en restricciones salariales ocasiona sesgos en los estimadores (Couch y Lillard, 1998).

Tabla 5. Estimaciones de movilidad intergeneracional para jefes hombres.

HIJO A)				PADRE			
Variable	Coefficiente	Error estándar	Prob	Variable	Coefficiente	Error estándar	Prob
Constante	-2.578	0.02490	.0000	Constante	3.082	0.04116	.0000
SEXO	0.443	0.01171	.0000	EDCIVJEF	0.106	0.02049	.0000
CASADO	-0.264	0.02388	.0000	EDADJEF	-0.044	0.00072	.0000
EDAD	0.114	0.00090	.0000	EDUJEFE	-0.005	0.00124	.0001
EDU	0.018	0.00161	.0000				
EDUJEFE	-0.063	0.00132	.0000				
RHO 1,2)	0.029	0.00866	.0008	n = 62,252			

Regresión para movilidad intergeneracional:

Variable	Coefficiente	Error estándar	Prob.
Constante	-1.828	0.156	.0000
Ln W _j	0.286	0.0062	.0000
EDAD	0.154	0.0057	.0000
(EDAD) ²	-0.0022	0.0001	.0000
EDADJEF	0.029	0.007	.0000
(EDADJEF) ²	-0.0005	0.00011	.0000
LAMBDA -A (hijo)	0.156	0.02197	.0000
LAMBDA B (padre)	1.60	0.33262	.0000

R² - Ajustada = 0.28 n = 16,191 (de la muestra truncada)

Para el caso cuando los jefes son únicamente hombres los resultados no cambian mucho como puede observarse en la Tabla 5. El coeficiente del logaritmo natural del salario del padre es igual a 0.286, casi igual al de 0.289 obtenido para la muestra que incluía jefes mujeres. Sin embargo, en este caso parece justificarse la introducción del modelo probit bivariado, la parte no explicada de la probabilidad que el padre trabaje está correlacionada positivamente con la parte no explicada de la probabilidad de que el hijo trabaje (el coeficiente de RHO es significativo y positivo). En este caso el sesgo por selección es mayor para los padres que para los hijos, ambos positivos y significativos (son los más hábiles los que ingresan a trabajar).

También se hicieron estimaciones para jefes mujer y los resultados fueron prácticamente los mismos que para los jefes hombres. El coeficiente del salario del jefe resultó ser de 0.273, pero no se puede concluir que haya diferencia significativa entre jefes hombres y jefes mujer.

Tabla 6. Comparación de las ecuaciones probit de hijos e hijas.

HIJOS			HIJAS		
Variable	Coefficiente	Prob	Variable	Coefficiente	Prob
<i>Hijo:</i>			<i>Hija:</i>		
Constante	-1.88	.0000	Constante	-2.527	.0000
CASADO	0.247	.0000	CASADO	-0.796	.0000
EDAD	0.110	.0000	EDAD	0.0992	.0000
EDU	0.00275	.1515	EDU	0.0437	.0000
EDUJEFE	-0.06889	.0000	EDUJEFE	-0.0559	.0000
<i>Jefe:</i>			<i>Jefe:</i>		
Constante	2.2286	.0000	Constante	2.3461	.0000
SEXJEF	1.0567	.0000	SEXJEF	1.054	.0000
EDCIVJEF	-0.092	.0001	EDCIVJEF	-0.0836	.0004
EDADJEF	-0.0458	.0000	EDADJEF	-0.0482	.0000
EDUJEFE	0.00305	.0467	EDUJEFE	0.00115	.4592
n	40,335		n	38,339	
RHO (1,2)	-0.0283	.0052	RHO (1,2)	-0.01633	0.1288

Enseguida, se tomó la muestra y se dividió en dos: jefes con hijos hombre, y jefes con hijas mujer. Se corrieron de nuevo los modelos para observar si la transmisión del ingreso que se da de jefes a hijos es diferente de aquella que se da de jefes a hijas. En un estudio realizado por Behrman y Taubman (1985) para Winsconsin se hace la distinción entre hijos e hijas y los coeficientes resultan iguales para ambos.

Los resultados del modelo probit bivariado se muestran en la Tabla 6. Las diferencias entre hijos e hijas son tal como lo esperábamos. Observamos que la probabilidad de trabajar aumenta para los hombres si están casados y disminuye para las mujeres si están casadas, probablemente porque al casarse las mujeres necesitan de más tiempo para el hogar si tienen hijos. El modelo probit bivariado sólo se justifica en el caso de los hijos hombres y no en el de las mujeres en el cual no parece haber correlación entre los errores de las ecuaciones probit del padre y de la hija.

Tabla 7. Comparación de los resultados de la ecuación (5) para hijos e hijas.

HIJOS				HIJAS			
Variable	Coefficiente	Error estándar	Prob	Variable	Coefficiente	Error estándar	Prob
Constante	-1.987	0.17879	.0000	Constante	-1.465	0.239	.0000
Ln W _j	0.252	0.00759	.0000	LNWJEFE	0.319	0.00919	.0000
EDAD	0.181	0.007094	.0000	EDAD	0.1528	0.00879	.0000
(EDAD) ²	-0.0025	0.000131	.0000	(EDAD) ²	-0.0023	0.000154	.0000
EDADJEF	0.00892	0.006735	.1853	EDADJEF	0.0078	0.0088	.3742
(EDADJEF) ²	-0.000045	0.000069	.5128	(EDADJEF) ²	-0.000043	0.000089	.6341
LAMBDA -A (hijo)	0.363	0.0309	.0000	LAMBDA -A (hija)	0.095	0.03648	.0092
LAMBDA -B (jefe)	0.0444	0.02951	.1326	LAMBDA -B (jefe)	0.1446	0.03654	.0001
R ² Ajustada	0.275	n=11,989		R ² Ajustada	0.277	n=7,446	

Las estimaciones de la elasticidad del salario por hora del hijo (a) con respecto al del jefe de familia (ecuación (4)) se muestran en la Tabla 7. La elasticidad del salario por hora del hijo (a) con respecto al jefe resulta mayor para el caso de hijas que de hijos. Más aún, al hacer la prueba de hipótesis se confirma que los coeficientes de hijos e hijas son significativamente diferentes. Esto implica que en México, la regresión hacia la media en los salarios es mayor para los hombres que para las mujeres: es más fácil para los hombres salir de su condición social que para las mujeres. Es decir, el hijo hombre tiene más probabilidades de mejorar económicamente así como de empeorar, mientras que las mujeres tienden más a permanecer en su nivel económico que éstos.

3.2 Regresiones intergeneracionales; análisis por ciudades

Se tomaron las tres principales áreas metropolitanas de México y se compararon los patrones de movilidad intergeneracional del ingreso entre ellas y el resto del país. Las áreas metropolitanas se establecieron como sigue. El Área Metropolitana de Monterrey comprende los municipios de Apodaca, Garza García, General Escobedo, Guadalupe, Juarez, Monterrey, San Nicolás de los Garza, Santa Catarina y Santiago. El Área Metropolitana de Guadalajara comprende a Guadalajara, El Salto, Tlaquepaque, Tonalá y Zapopan. Por último, el Área Metropolitana del Distrito Federal comprende los municipios de Azcapotzalco, Coyoacán, Cuajimalpa, Gustavo A. Madero, Iztacalco, Iztapalapa, Magdalena Contreras, Milpa Alta, Alvaro Obregón, Tlahuac,

Tlalpan, Xochimilco, Benito Juárez, Cuauhtemoc, Miguel Hidalgo y Venustiano Carranza. Los resultados se muestran a continuación en la Tabla 8.

Una de las principales motivaciones para hacer esta división es la sospecha de que en ciudades grandes la movilidad del ingreso es mayor dado que se enfrenta una mayor varianza de salarios y una mayor diversidad de empleos. Además, se busca consistencia en los estimadores de movilidad intergeneracional al elegir diferentes submuestras.

Se encontró que la elasticidad del salario del hijo con respecto al jefe es de 0.33 para el Área Metropolitana de Monterrey, de 0.33 para el Área Metropolitana del Distrito Federal, de 0.24 para el Área Metropolitana de Guadalajara y de 0.285 para las demás ciudades mexicanas incluidas en la muestra. Adicionalmente, encontramos que los coeficientes para las áreas metropolitanas de Monterrey y del Distrito Federal no son significativamente diferentes (al 5%) de aquellos de las demás ciudades, sin embargo, el coeficiente es significativamente menor en el Área Metropolitana de Guadalajara: si el jefe de tu familia gana 100% más que la media allí, tú puedes esperar ganar aproximadamente 24% por encima de la media.

Entonces, la regresión hacia la media entre los salarios de padres e hijos es mayor en el área metropolitana de Guadalajara que en el área metropolitana de Monterrey, del Distrito Federal o de las demás ciudades de la muestra.

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECAS

Tabla 8. Resultados de las estimaciones por área metropolitana.^a

	Monterrey	Guadalajara	Distrito Federal	Demás ciudades
Constante	-1.34 (0.7903)	-1.32* (0.49)	-1.67 (0.898)	-1.50* (0.147)
Ln W _j	0.33* (0.0227)	0.24* (0.032)	0.333* (0.0318)	0.285* (0.0061)
EDAD	0.17* (0.025)	0.23* (0.027)	0.22* (0.034)	0.151* (0.00541)
(EDAD) ²	-0.0027* (0.00031)	-0.004* (0.00059)	-0.00378 * (0.000676)	-0.0022* (0.0001)
EDADJEF	0.009 (0.031)	-0.017 (0.019)	-0.0023 (0.0368)	0.0095 (0.00578)
(EDADJEF) ²	-6.97E-05 (0.00031)	0.00023 (0.00021)	-0.61E-04 (0.36E-03)	-0.000054 (0.000059)
LAMBDA -A (hijo)	-0.066 (0.095)	0.01 (0.0115)	0.0075 (0.022)	0.166* (0.0212)
LAMBDA -B (jefe)	-0.040 (0.0283)	0.162 (0.1239)	0.41* (0.139)	0.069* (0.0243)
R ² - Ajustada	0.36	0.28	0.31	0.27
n (muestra completa)	2,676	1,755	2,090	72,044

^aErrores estándar entre paréntesis, *significativo al 5%.

3.3 El papel de la educación en la movilidad intergeneracional del ingreso

La educación pudiera ser la forma más importante en la cual los padres transfieren su riqueza a los hijos. Podríamos pensar que lo que los padres heredan a sus hijos es la educación, y por medio de ella afectan su ingreso. Por ejemplo, Meléndez (1998) encuentra que la probabilidad de que un joven de 15 a 18 años haya alcanzado una escolaridad de al menos secundaria completa depende del nivel educativo de sus padres. Sus resultados sugieren poca movilidad intergeneracional del ingreso, ya que encuentra que es menos probable que tenga éxito escolar (y por lo tanto monetario) un joven cuyos padres alcanzaron niveles de escolaridad bajos.

Lo que se busca es una respuesta a la propuesta de que es por medio de la educación que los padres transfieren el ingreso a sus hijos. Para probar esta hipótesis es que se introduce una variable de educación a las regresiones intergeneracionales mencionadas anteriormente. Si es cierto que toda la transmisión de ingresos se da por medio de la educación, entonces la variable educación captaría todo el efecto y la variable del logaritmo natural del salario de padre no sería ya significativa.

Primero, veremos el efecto que tiene la educación en la muestra completa. Se corre una regresión como la de la ecuación (5), pero incluimos una variable de educación. Los resultados se muestran en la Tabla 9, en donde se combinan con los de la tabla 4, que son los que encontramos en la especificación sin educación.

Tabla 9. Regresiones intergeneracionales especificando educación.

Variable	Coefficiente	Error estándar	Prob.
<i>Especificación sin educación</i>			
(a) Ln W _j	0.289	0.00572	.0000
R ² - Ajustada = 0.274			
<i>Especificación con educación</i>			
(b) Ln W _j	0.246	0.0057	.0000
(c) EDU	0.039	0.0012	.0000
R ² - Ajustada = 0.312			

Si tomamos en cuenta educación, el coeficiente que mide la movilidad intergeneracional cae, como es de esperarse, de 0.29 a 0.25. Entonces vemos que la educación si es un conducto de transmisión de ingresos de padres a hijos, sin embargo, al controlar esta variable todavía tenemos un coeficiente de 0.25, que se debe a otros mecanismos de transmisión del ingreso que no incluyen educación. La diferencia entre 0.29 y 0.25 (0.04) es la parte del ingreso del padre que es transferido al hijo por medio de la educación. Además, a juzgar por las R², observamos que la educación ayuda a explicar mejor la transmisión intergeneracional de salarios por hora.

Ahora analicemos si el efecto de la educación es diferente para hijos que para hijas. En principio, recordemos los resultados anteriores de que la movilidad que se da es significativamente mayor para hijos hombres que para hijas mujeres. En la primera parte de la Tabla 10 duplicamos algunos resultados que veíamos en la Tabla 7.

Tabla 10. Comparación del impacto de la educación de hijos e hijas.^a

Variable	HIJOS	HIJAS
<i>Especificación sin educación</i>		
(a) Ln W _j	0.252 (0.00759)	0.319 (0.00919)
R² Ajustada	0.275	0.277
<i>Especificación con educación</i>		
(b) Ln W _j	0.233 (0.007522)	0.2304 (0.00934)
(c) EDU	0.032 (0.001589)	0.056 (0.00204)
R² Ajustada	0.29873	0.344

^aErrores estándar entre paréntesis.

Hablamos encontrado que el coeficiente del logaritmo natural del salario del padre era de 0.25 para hijos y de 0.32 para hijas. Una vez que limpiamos este número de la transmisión que se da debido a la educación, nos quedamos con que el coeficiente del logaritmo natural del salario del padre es de 0.233 para hijos hombres y de 0.2304 para hijas mujeres. Además, ya no podemos concluir que los coeficientes sean significativamente distintos entre sí. Al parecer toda la diferencia de la transmisión de ingresos entre hijos e hijas se debe a que la transmisión por educación se da diferente.

Hay que notar algo que es muy importante en la Tabla 10. Si restamos (b) de (a) obtenemos aquella parte de la transmisión del salario que se debe a la educación. Obtenemos que es de 0.019 para hijos y de 0.0886 para hijas. Estamos encontrando que cuando los padres dan educación a sus hijos transfieren parte de su ingreso a ellos, pero esto resulta ser mucho más importante para las hijas que para los hijos. Al introducir educación en el modelo, el coeficiente del logaritmo natural del salario por hora del jefe cae en 28% en el caso de hijas mujer y en 8% en el caso de hijos hombres. Si no tomamos en cuenta el problema de sesgo por selección y corremos la regresión por mínimos cuadrados ordinarios comoquiera disminuyen en más los coeficientes de las mujeres que de los hombres, siendo la caída del coeficiente del salario por hora del jefe de 14% para el caso de hijos hombres y de 19% para el caso de hijas mujeres.

Para saber si el efecto de la educación en la movilidad intergeneracional del ingreso es igual en las distintas áreas metropolitanas, se hicieron estimaciones similares a la anterior para el Área

Metropolitana de Monterrey, de Guadalajara y del Distrito Federal, y para el resto de las ciudades de la muestra. Los resultados se muestran en la Tabla 11, que está organizada de manera similar a la Tabla 10. Los errores estándar se muestran entre paréntesis.

De nuevo, en las especificaciones con educación no hay diferencias significativas entre el área metropolitana de Monterrey, Distrito Federal y las demás ciudades de la muestra. Sin embargo, el coeficiente de movilidad intergeneracional es diferente significativamente para Guadalajara. En cuanto al papel de la educación como conductor de la correlación entre los salarios entre padres e hijos podemos observar que la educación juega un papel más importante en esta transmisión en las áreas metropolitanas grandes, ya que la diferencia (a) - (b) es mayor para las tres áreas metropolitanas que para el resto de las ciudades. Esto se puede deber a que la educación es mejor pagada en las áreas metropolitanas grandes, quizá por la existencia allí de grandes matrices empresariales que exigen trabajo calificado. Así, como la educación se vuelve más importante, entonces también se vuelve más importante la transmisión intergeneracional de ingresos por medio de ella.

Tabla 11. Efectos de la educación en la movilidad intergeneracional del ingreso para diferentes áreas metropolitanas.

Variable	Monterrey	Distrito Federal	Guadalajara	Demás ciudades
<i>Especificación sin educación</i>				
(a) $\ln W_i$	0.3316 (0.022678)	0.3325 (0.0317744)	0.2442 (0.0320614)	0.285 (0.0061)
R^2 - Ajustada	0.36	0.31	0.28	0.27
<i>Especificación con educación</i>				
(b) $\ln W_i$	0.2274 (0.0237465)	0.2480 (0.032658)	0.1298 (0.03258545)	0.2448 (0.0061)
(c) EDU	0.0674 (0.0068596)	0.0577 (0.0091483)	0.0672 (0.00756698)	0.038 (0.00126)
R^2 - Ajustada	0.43	0.37	0.37	0.30

CONCLUSIONES

Medir la movilidad intergeneracional del ingreso para un país como México no es fácil dadas las limitantes de la información. En esta tesis se tuvo que usar una muestra de corte transversal y examinar pares de jefes e hijos en un mismo punto en el tiempo. Para obtener estimadores más precisos, desearíamos contar con una base de datos que tuviera información sobre los jefes y luego sobre sus hijos veinte años más tarde, sobre sus nietos 40 años después, etc., además de seguir a los individuos por varios años. Con una base de datos así, quizá podríamos hacer nuestros coeficientes más comparables con los de otros estudios (Solon, 1992). De tal modo, podríamos sacar estimaciones de un salario “permanente” y no sufrir con problemas debido a que los salarios que enfrentamos sean transitorios. Aún así, se hace un intento por medir la correlación entre los salarios de jefes de familia e hijos y se controla por variables de edad para intentar hacer a individuos jefe - jefe comparables.

Este estudio obtiene estimadores que miden la transmisión del ingreso entre padres e hijos para México. Se encuentra un coeficiente de 29%, lo que indica que los salarios de padres e hijos regresan a la media 61% en una generación. Es decir, en promedio el jefe de la familia transmite 29% de su salario por hora a su hijo, 8% a su nieto y 2% a su bisnieto. Prácticamente todas las ventajas o desventajas desaparecen en tres generaciones. Estimaciones similares recientes para los Estados Unidos han encontrado coeficientes de alrededor de 40% para ese país (Ver Eide y Showalter 1998; Solon 1992; Zimmerman 1992). Este coeficiente implica que para este país las ventajas o desventajas del salario del jefe desaparecen en cuatro generaciones. México parece tener más movilidad intergeneracional del ingreso que Estados Unidos.

Es importante recordar también que el uso de esta encuesta limita los resultados de este estudio al sector urbano de la Población. En los sectores rurales podríamos pensar que la movilidad intergeneracional del ingreso es menor debido a que en la mayoría de los casos le es heredado al hijo el “oficio” del padre. Si esto es cierto, la estimación de la correlación del salario del hijo con el del padre será baja en este estudio, en relación con la verdadera para toda la nación.

Cuando dividimos las áreas metropolitanas de Monterrey, Guadalajara y Distrito Federal de las Demás Ciudades, encontramos que no son significativas las diferencias en los estimadores para las muestras con excepción de la de Guadalajara. Esto es una buena señal de que nuestros estimadores

son consistentes, es decir, aún partiendo la muestra en submuestras obtenemos los mismos resultados.

La educación sí es un transmisor del ingreso entre padres e hijos, pero parece no jugar un papel tan importante en la transmisión intergeneracional del ingreso como pudiera pensarse. Se encuentra que aún después de controlar por ingresos transmitidos por medio de la educación, todavía enfrentamos la presencia de la mayor parte de la inmovilidad del ingreso de padres a hijos que se debe, como ya lo dijimos, a otros factores diferentes de la educación.

Además encontramos que la educación es más valiosa como transmisor intergeneracional de ingresos para mujeres que para hombres. Si es cierto que las mujeres son en promedio más pobres que los hombres, entonces deben establecerse políticas que intenten incrementar la escolaridad de las mujeres y con esto se reducirá la desigualdad del ingreso.

Aún quedan cosas por hacer en cuanto a investigación sobre movilidad intergeneracional del ingreso en México. Se ha encontrado (Eide y Showalter, 1998) que la educación en Estados Unidos es más valiosa como transmisor intergeneracional en la parte inferior de la distribución del ingreso que en la parte superior; un estudio similar para México ayudaría a establecer políticas educativas adecuadas dependiendo de los resultados. Adicionalmente, un estudio paralelo que analizara los coeficientes de movilidad intergeneracional para diferentes estratos socioeconómicos sería de interés en términos de política económica de lucha contra la pobreza.

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECAS

BIBLIOGRAFÍA

- Becker, Gary S. (1981). *A Treatise on the Family*. Ed. aumentada. Harvard University Press.
- Becker, Gary S., y Tomes, Nigel. (1986). "Human Capital and the Rise and Fall of Families". *Journal of Labor Economics*. 4(1986). S1-S39.
- Behrman, Jere, y Taubman, Paul. (1985). "Intergenerational Earnings and Mobility in the United States: Some Estimates and a Test of Becker's Intergenerational Endowments Model". *Review of Economics and Statistics*. 67(1). 144-151.
- Björklund, Anders, y Jäntti, Markus. (1997). "Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States". *The American Economic Review*. 87 (5). 1009-1018.
- Garrasco, Pedro (1981). "La Sociedad Mexicana Antes de la Conquista". En: *Historia General de México 1*. El Colegio de México.
- Couch, Kenneth A., y Lillard, Dean R. (1998). "Sample Selection Rules and the Intergenerational Correlation of Earnings". *Journal of Labor Economics*. 5. 313-329.
- Eide, Eric R., y Showalter, Mark H. (1998). "Factors Affecting the Transmission of Earnings Across Generations: A Quantile Regression Approach". *The Journal of Human Resources*. 34 (2). 253-267.
- Friedman, Milton. (1992). "Communication, Do Old Fallacies Ever Die?". *Journal of Economic Literature*. 30. 2129-2132.
- Garduño Ríos, Sergio O. y González Vela, Gabriel. (1998). *Los Indicadores de Bienestar en México 1940-1995*. Instituto de Investigación Económica y Social Lucas Alamán A.C.
- González, José Luis. (1998). "Nuestra vergüenza nacional: la pobreza en México". *Ensayos*. 17 (1). 15-43.

Heckman, J. (1976). "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models." *Annals of Economic and Social Measurement*. 5. 475-492.

Livas Cantú, Alfredo. (1998). "Pobreza y concentración del ingreso en México". *Ensayos*. 17 (1). 45-56.

Lockhart, James. "Social Organization and Social Change in Colonial Spanish America". En: *The Cambridge History of Latin America*.

Maddala, G. S. (1983). *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press.

Meléndez Barrón, Jorge. (1998). "La familia y las posibilidades de éxito escolar de los hijos". *Ensayos*. 17 (1). 57-87.

Solon, Gary. (1992). "Intergenerational Income Mobility in the United States". *The American Economic Review*. 82 (3). 393-408.

Todaro, Michael P. (1991). *Economía para un mundo en desarrollo*. Fondo de Cultura Económica/Economía Contemporánea, 2ª edición en español.

Zimmerman, D.J. (1992). "Regression Toward Mediocrity in Economic Stature". *The American Economic Review*. 82 (3). 409-429.

