

Movilidad Intergeneracional del Ingreso y la Habilidad de los Hijos.

Marcelo Eduardo Fuenzalida Cisterna.

28 de junio de 2006

Profesores Guía

Dr. Dante Contreras Guajardo.

Dr. Javier Núñez Errázuriz

Resumen

El objetivo de este trabajo es estimar la elasticidad intergeneracional del ingreso en Chile. Esta elasticidad es una medida generalmente utilizada como un indicador de la igualdad de oportunidades existentes en un país. De esta forma una menor elasticidad indica que el origen social de los individuos, es menos importante al momento de determinar su conjunto de oportunidades.

Utilizando los resultados de la encuesta SIALS (Second International Adult Literacy Survey), es posible estimar la persistencia intergeneracional del ingreso a nivel nacional. Del mismo modo esta encuesta posee información sobre las Competencias Básicas de la población adulta, medida a través del puntaje obtenido en distintas pruebas. Esto permite controlar las estimaciones por la Habilidad de los hijos, variable que no ha sido considerada en estudios anteriores.

Para poder determinar la elasticidad intergeneracional del ingreso, se utiliza la metodología de Variable Instrumental en Dos Muestras que permite realizar estimaciones cuando no se poseen observaciones de padres e hijos en una misma muestra.

A partir de los resultados es posible observar que la elasticidad intergeneracional del ingreso es de aproximadamente 0,66 que es mayor a la reportada en otros estudios. Cuando se controla por el puntaje promedio obtenido en la prueba SIALS, los resultados indican que en Chile, el ingreso de los padres explica en un 36 por ciento el ingreso que obtiene el hijo en la vida adulta y el restante 30 por ciento es explicado tanto por factores socioculturales como por factores genéticos heredados.

A Patricia Naranjo

Gracias a mi familia y Patricia por el apoyo incondicional que me han dado durante tanto tiempo. Sin su ayuda y cariño este trabajo no habría sido posible.

Índice

1. Introducción	1
2. Evidencia Empírica	3
3. Marco Teórico	6
4. Metodología	12
5. Datos	14
6. Resultados	15
7. Conclusiones	18

1. Introducción

La igualdad de oportunidades es un tópico de las ciencias sociales que ha concitado la atención por muchos años. Esto se debe a que independiente de la posición que se tenga frente a la desigualdad de ingresos, existe evidencia que los individuos consideran que no todas sus formas son igualmente legítimas, y que aquellas que son sólo el producto de factores heredados (origen social), son menos legítimas y menos útiles, que aquellas que responden al mérito y a la capacidad personal.

En este contexto, el grado de transmisión de los ingresos de una generación a otra es de especial interés, debido a que es una medida generalmente utilizada como un indicador de la igualdad de oportunidades existentes en un país.

A partir de la literatura internacional, existen distintos métodos mediante los cuales uno puede medir la transmisión de los ingresos entre distintas generaciones. El más común es la elasticidad intergeneracional de los ingresos, o la elasticidad del ingreso de los hijos con respecto a los ingresos de sus padres. De esta forma una menor elasticidad indica que el origen social de los individuos, es menos importante al momento de determinar su conjunto de oportunidades. Sin embargo, muchas de estas estimaciones sufren de importantes sesgos cuando se tienen muestras poco representativas o, cuando el estatus económico de largo plazo de los individuos no se observa y sólo se tienen datos del ingreso corriente.

En un reciente estudio para el caso de Chile, esta elasticidad estaría alrededor de 0,58, es decir que un 58 por ciento de la posición relativa de los padres en la distribución de ingresos es transmitida a sus hijos¹. En consecuencia, además de poseer uno de los mayores niveles de desigualdad en la distribución de ingresos a nivel mundial, Chile exhibiría también un alto grado de la persistencia de la condición social entre generaciones en comparación a países con un alto grado de desarrollo². Sin embargo las estimaciones realizadas para el caso de Chile, sólo utilizan una muestra para la Región Metropolitana que no es representativa de todo el país. Del mismo modo, y

¹Estudio de Núñez y Risco (2004) que constituye un primer esfuerzo por establecer el grado de la movilidad intergeneracional del ingreso en Chile.

²La evidencia empírica internacional sugiere que no necesariamente existe una relación directa entre el grado de desigualdad y los niveles de movilidad intergeneracional.

al igual que numerosos estudios anteriores, no se controlan las estimaciones por la habilidad de los hijos.

El presente trabajo, tiene por objetivo estimar la elasticidad intergeneracional del ingreso entre padres e hijos para el caso de Chile. En primer lugar, se utiliza una muestra representativa a nivel nacional, evitando así los problemas que surgen cuando se posee una muestra homogénea. Esto último se traduce en un sesgo en los parámetros, ya que los ingresos tienen una menor varianza en comparación a una muestra representativa de toda la población. A nivel país, se incorporan ciudades y mercados más pequeños además de regiones más pobres, por lo que la variabilidad de los ingresos es mayor.

En segundo lugar, este trabajo realiza una descomposición de los distintos mecanismos de transmisión de la condición socioeconómica desde padres a hijos. A nivel teórico, es reconocido el hecho que el ingreso de los individuos es función de su educación y de su propia habilidad. Sin embargo esta última variable no está considerada al momento de realizar las estimaciones, por lo que se comete un sesgo por omisión de variable relevante. Esto se debe a que todas aquellas personas que tienen talento, deberían ser capaces de potenciar sus habilidades y así llegar a los más altos puestos de trabajo. De esta forma, se espera que el ingreso de aquellos individuos más hábiles dependa en forma menos importante del ingreso de sus padres, lo que implica una menor persistencia intergeneracional del ingreso.

Los principales resultados de este estudio, muestran que la elasticidad intergeneracional del ingreso en Chile es de aproximadamente 0,66, que es mayor a la estimada en otros estudios que no cuentan con una muestra representativa de toda la población. Cuando se controla por el puntaje promedio obtenido en la prueba SIALS (Second International Adult Literacy Survey), los resultados indican que en Chile, el ingreso de los padres explica en un 36 por ciento el ingreso que obtiene el hijo en la vida adulta y el restante 30 por ciento es explicado tanto por factores socio-culturales como por factores genéticos heredados. En consecuencia, se observa que quienes crecen en un hábitat socioeconómico y sociocultural privilegiado, tienen una mayor probabilidad de desarrollar sus habilidades, perpetuando así la desigualdad de

los ingresos e impidiendo una mayor movilidad social.

En lo que sigue este trabajo se estructura de la siguiente manera. En primer lugar se revisa la literatura sobre las estimaciones de la elasticidad intergeneracional del ingreso para distintos países. En la sección tres se presenta un modelo sobre la movilidad intergeneracional del ingreso y las distintas formas de estimarla. Luego, en la sección cuatro se presenta la metodología a utilizar para realizar las distintas estimaciones. Las secciones cinco y seis describen las distintas bases de datos utilizadas, y los resultados obtenidos, respectivamente. Por último se presentan las conclusiones.

2. Evidencia Empírica

Las estimaciones de la elasticidad intergeneracional del ingreso entre padres e hijos es un importante indicador de la movilidad social. Durante la década de los ochenta se pensaba que esta elasticidad era positiva y significativa, pero relativamente baja para los Estados Unidos. Behrman y Taubman (1985) estimaron que la elasticidad del logaritmo del ingreso entre padres e hijos era de 0.2. Es decir que según éstos autores, existía un bajo grado de la persistencia de la condición social entre generaciones. Esto es equivalente a que exista un alto grado de movilidad intergeneracional del ingreso.

Sin embargo Solon (1989,1992) y Zimmerman (1992), reconsideran estas estimaciones y mejoraron la metodología previamente utilizada para medir esta elasticidad. Ellos demuestran que las estimaciones basadas en el ingreso anual y muestras homogéneas no representativas, subestiman la elasticidad entre los estatus económicos de largo plazo de padres e hijos. Al mejorar las estimaciones e introducir la metodología de Variable Instrumental (IV), encuentran que la elasticidad para los Estados Unidos está entre 0.4 y 0.5, el doble a la propuesta por Behrman y Taubman. En consecuencia habría una menor movilidad de la que se pensaba para los Estados Unidos.

Björklund y Jäntti (1997), realizan un estudio similar al de Solon y Zimmerman para el caso de Suecia. Sin embargo, no cuentan con datos donde los pares, padres

e hijos, estén en una misma muestra, sino que poseen dos muestras independientes para cada uno de ellos. En consecuencia utilizan una nueva metodología propuesta por Angrist y Krueger (1992) y Arellano y Meghir (1992), denominada Variable Instrumental en Dos Muestras (TSIV). Esta nueva metodología la utilizan para estimar la elasticidad intergeneracional del ingreso cuando se tienen muestras independientes para padres e hijos. Para verificar la validez del nuevo método, controlan sus resultados aplicando la metodología a la misma base de datos utilizada en Solon (1992). Encuentran que la elasticidad del ingreso entre padres e hijos para Suecia está entre 0.2 y 0.3. Luego existe evidencia de que en Suecia hay mayor movilidad en comparación a los Estados Unidos.

Para el caso de países en vías de desarrollo, la evidencia es aun escasa. Además por lo general cuando los pares, padres e hijos, están en una misma muestra, resulta que ésta no es representativa a nivel nacional. De esta forma el método más utilizado es el de TSIV que permite obtener estimaciones para muestras más representativas.

Dunn (2003, 2004), al igual que Ferreira y Veloso (2004), realizan los primeros estudios para un país en vías de desarrollo como es Brasil. Dunn realiza estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS) y Variables Instrumentales (IV) para datos de corte transversal. Encuentra que la elasticidad del ingreso entre padres e hijos estaría entre 0.53 y 0.69. Sin embargo, dada la naturaleza de los datos, estas estimaciones no son representativas a nivel nacional. Luego, tanto Dunn como Ferreira y Veloso utilizan la misma metodología utilizada por Björklund y Jäntti, encontrando que la persistencia intergeneracional del ingreso estaría entre 0.6 y 0.7. Al hacer una comparación con países desarrollados, se observa que Brasil, además de ser una de las economías más desiguales en la distribución del ingreso en el mundo, posee además una baja movilidad social.

Núñez y Risco (2004) realizan un primer estudio para el caso de Chile. Ellos utilizan datos de la Encuesta de Ocupación y Desocupación de la Universidad de Chile y dado que en esta encuesta tampoco se cuenta con los pares padres e hijos en la misma muestra, también utilizan la metodología de Variable Instrumental en dos

muestras.

Los autores estiman que la elasticidad del ingreso entre padres e hijos estaría entre 0.5 y 0.6. En consecuencia existiría una baja movilidad intergeneracional del ingreso en comparación a países desarrollados pero algo mayor a la de Brasil. A pesar del resultado anterior hay que notar que la encuesta utilizada en este estudio, se toma sólo en la ciudad de Santiago, es decir corresponde a una muestra homogénea y no representativa de todo el país. Estos parámetros estarían sesgados hacia abajo por lo que la movilidad social en Chile podría ser incluso menor a la estimada por estos autores.

La Tabla 1, resume los principales resultados encontrados para distintos estudios y países sobre la movilidad intergeneracional del ingreso entre padres e hijos. Sin embargo, en ninguno de estos estudios se controla por la habilidad de los hijos por lo que los parámetros estimados estarían potencialmente sesgados.

Tabla 1–Estimaciones de la Elasticidad Intergeneracional del Ingreso sin Control por Habilidad de los Hijos

País	Estudio	Edad de los hijos	Estimación por OLS	Estimación por IV
Estados Unidos	Solon (1992)	25-33	0.41	0.53
Suecia	Björklund y Jäntti (1997)	29-38		0.28
Inglaterra	Dearden, Machin y Reed (1997)	33		0.58
Canadá	Corak y Heisz (1999)	29-32	0.23	
Brasil	Dunn (2004)	25-34	0.53	0.69
Brasil	Ferreira y Veloso (2004)	25-64		0.66
Chile	Núñez y Risco (2004)	23-55		0.58

Nota: La estimación por IV, se refiere ya sea a la estimación por variable instrumental o a variable instrumental en dos muestras (TSIV).

3. Marco Teórico

A partir del modelo Teórico de la movilidad intergeneracional de Becker y Tomes (1979), se asume que los padres dividen su ingreso entre consumo propio e inversión en capital humano de los hijos. De esta forma se maximiza la función de utilidad del

padre, en la cual ambos bienes son el consumo del padre y los ingresos que recibirá el hijo en el futuro. El ingreso permanente del hijo, está determinado entonces por el capital humano recibido y por su habilidad, transmitida ya sea genéticamente o por el entorno familiar en el que se desenvuelve. Luego se obtiene la siguiente relación entre los ingresos permanentes de padres e hijos:

$$y_{hi} = \rho y_{pi} + \theta g_h + \varepsilon_i \quad (1)$$

Donde y_{hi} representa el logaritmo natural de los ingresos de largo plazo de los hijos pertenecientes a la familia i e y_{pi} es la misma variable correspondiente a sus padres. La variable g_h representa la habilidad del hijo, transmitida genéticamente a partir de las generaciones anteriores y ρ es la elasticidad intergeneracional del ingreso de largo plazo entre padres e hijos, es decir el indicador de la movilidad social. Esta forma reducida, muestra que el ingreso del padre determina la inversión en capital humano del hijo la que a su vez afecta positivamente sus ingresos. Es por esta razón que no se incorpora el capital humano del hijo en la relación anterior.

Por otro lado, al asumir la habilidad como una variable genéticamente heredada a partir de las generaciones previas (como por ejemplo el C.I), el parámetro θ , puede ser interpretado como un efecto causal de las generaciones anteriores en las próximas generaciones. Este parámetro además, encompassa todo aquello que el dinero no puede comprar y que puede ser transmitido de una generación a otra. Sin embargo, los estudios sobre la movilidad intergeneracional del ingreso asumen que la habilidad está correlacionada con el ingreso, por lo que no realizan un análisis descompuesto de ambos efectos. De esta manera, los estimadores estándar de regresiones de ganancias intergeneracionales proveen sobreestimaciones del efecto causal del ingreso de padres en el ingreso de sus hijos, cuando se omite la habilidad de éstos últimos. Esto se debe a que es esperable que el ingreso permanente de aquellos individuos más hábiles dependa en forma menos importante del ingreso permanente de sus padres.

Si los ingresos de largo plazo tanto del hijo como del padre pertenecientes a una misma familia, fueran directamente observados, entonces ρ podría ser estimado al

aplicar mínimos cuadrados ordinarios (OLS) a partir de la siguiente regresión:

$$y_{hi} = \rho y_{pi} + \varepsilon_i \quad (2)$$

Sin embargo, y como se señala en los trabajos de Solon, esta estimación tiene dos fuentes importantes de sesgo. La primera de ellas, es el sesgo por fluctuaciones transitorias. Esto se debe a que en la práctica, el estatus económico de largo plazo de los individuos no se observa y sólo se observa el de corto plazo. En consecuencia, se puede aproximar el ingreso de corto plazo, como el ingreso de largo plazo más algún componente aleatorio. Luego tanto para el hijo como para el padre se tiene:

$$y_{hit} = y_{hi} + \nu_{hit} \quad (3)$$

$$y_{pit} = y_{pi} + \nu_{pit} \quad (4)$$

Donde y_{hit} , y_{pit} representan el estatus económico de corto plazo para el hijo y el padre respectivamente. Esto hace que el modelo estimado en la práctica sea en realidad:

$$y_{hit} = \rho y_{pit} + \varepsilon_i \quad (5)$$

Luego al estimar el modelo por OLS se tiene:

$$\hat{\rho}_{ols} = \frac{\sum_{i=1}^n y_{pit} y_{hit}}{\sum_{i=1}^n y_{pit}^2} = \frac{\sum (y_{pi} + \nu_{pit})(y_{hi} + \nu_{hit})}{\sum (y_{pi} + \nu_{pit})^2} = \frac{\sum y_{pi} y_{hi} + \sum y_{pi} \nu_{hit} + \sum y_{hi} \nu_{pit} + \sum \nu_{pit} \nu_{hit}}{\sum (y_{pi}^2 + 2y_{pi} \nu_{pit} + \nu_{pit}^2)}$$

Al asumir que los componentes aleatorios tanto para el hijo como para el padre, no están correlacionados entre sí, ni tampoco con el logaritmo del ingreso de padres e hijos, se tiene entonces:

$$plim(\hat{\rho}_{ols}) = \frac{Cov(y_{pi}, y_{hi})}{Var(y_{pi}) + Var(\nu_{pit})} = \frac{\sigma_y^2}{\sigma_y^2 + \sigma_v^2} \rho < \rho \quad (6)$$

Por lo tanto, dado que sólo se observan los ingresos de corto plazo de los individ-

uos, las estimaciones por OLS sesgarían hacia abajo el parámetro de la elasticidad intergeneracional del ingreso.

La segunda fuente de sesgo proviene del hecho de que numerosos estudios no cuentan con una muestra representativa de toda la población. Esto ocurre por ejemplo en el estudio de Nuñez-Risco (2004), donde sólo se tienen datos para la ciudad de Santiago, la que no es representativa de todo el país.

Cuando se tiene una subpoblación relativamente homogénea entonces la varianza poblacional del ingreso (s_y^2), será mayor que la varianza del ingreso de la subpoblación (σ_y^2). Esto se debe a que en una muestra a nivel país, se incorporan mercados laborales mas pequeños y ciertos sectores económicos más pobres se tornan más representativos en comparación a una muestra relativamente más homogénea. Luego dado que $\sigma_y^2 < s_y^2$ entonces:

$$\frac{\sigma_y^2}{\sigma_y^2 + \sigma_v^2} \rho < \frac{s_y^2}{s_y^2 + \sigma_v^2} \rho < \rho \quad (7)$$

En consecuencia, al tener una subpoblación homogénea, se agrava el sesgo hacia abajo por no observar los ingresos permanentes de los individuos.

Dado que el sesgo por fluctuaciones transitorias no es posible de corregir debido a la naturaleza de los datos, Solon estima la correlación entre el ingreso de los hijos y de los padres pertenecientes a una misma familia, mediante el uso de variables instrumentales (IV). Se asume que el estatus económico de largo plazo de los hijos está determinado por:

$$y_{hi} = \gamma_1 y_{pi} + \gamma_2 E_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

Donde E_i , representa la educación del padre.

Entonces al estimar el parámetro de interés (esto es la proyección de y_{hi} en y_{pi}), se obtiene la fórmula estándar de variable omitida:

$$plim(\hat{\rho}) = \gamma_1 + \gamma_2 \frac{\lambda \sigma_E}{\sigma_y} \quad (9)$$

Donde λ es el coeficiente de correlación entre E_i e y_{pi} y σ_E es la desviación estándar

de la educación del padre.

Por otro lado el estimador IV de ρ , usando la educación del padre como instrumento, tiene la siguiente probabilidad límite:

$$\begin{aligned} plim(\hat{\rho}_{IV}) &= \frac{Cov(y_{hi}, E_i)}{Cov(y_{pi}, E_i)} = \frac{Cov[(\gamma_1 y_{pi} + \gamma_2 E_i + \varepsilon_i), E_i]}{Cov(y_{pi}, E_i)} \\ &= \gamma_1 + \gamma_2 \frac{\sigma_E}{\lambda \sigma_y} = \rho + \gamma_2 \sigma_E \frac{(1 - \lambda^2)}{\lambda \sigma_y} \end{aligned} \quad (10)$$

Si la educación del padre tiene un efecto positivo en sus propios ingresos, entonces $0 < \lambda < 1$. Además, si la educación del padre afecta positivamente el ingreso del hijo entonces $\gamma_2 > 0$. Como resultado se observa que el estimador IV está sesgado hacia arriba. De esta forma la verdadera elasticidad intergeneracional del ingreso estará entre el estimador OLS y el estimador por IV.

A pesar de los resultados presentados hasta ahora, en ninguno de los estudios analizados en la sección anterior se realiza un análisis descompuesto de la elasticidad intergeneracional del ingreso controlando por la habilidad de los hijos. Por lo tanto se comete un sesgo por omisión de variable relevante. Al estimar la ecuación (2), siendo que el modelo verdadero es (1), se tiene:

$$\hat{\rho}_{ols} = \frac{\sum y_{pi} y_{hi}}{\sum y_{pi}^2} = \frac{\sum y_{pi} (\rho y_{pi} + \theta g_h + \varepsilon_i)}{\sum y_{pi}^2} = \rho + \frac{\sum \theta g_h y_{pi}}{\sum y_{pi}^2} + \frac{\sum y_{pi} \varepsilon_i}{\sum y_{pi}^2}$$

Luego:

$$plim(\hat{\rho}_{ols}) = \rho + \theta \frac{Cov(g_h, y_{pi})}{Var(y_{pi})} \quad (11)$$

Si el ingreso del padre está positivamente correlacionado con su educación, entonces aquellos padres más hábiles, que les es menos costoso educarse más, obtienen un mayor ingreso. Además asumiendo que la habilidad del padre es transmitida genéticamente hacia los hijos, entonces el ingreso de los padres está positivamente correlacionado con la habilidad de los hijos. Como resultado se observa que al omitir la habilidad de los hijos, el parámetro de la elasticidad intergeneracional del ingreso entre padres e hijos está sesgado hacia arriba.

Para poder realizar un análisis descompuesto de la elasticidad intergeneracional de ambos efectos, se tiene una medida de las Competencias Básicas de los hijos determinada por el puntaje obtenido en la prueba SIALS. Sin embargo este puntaje, no sólo captura el efecto genético heredado sino que también la inversión en capital humano realizada por el padre.

$$y_{hi} = \rho_1 y_{pi} + \varepsilon_i \quad (12)$$

En este caso $\hat{\rho}_1$ captura el efecto pecuniario directo (determinado por el ingreso de los padres), un efecto sociocultural (determinado por la educación de los padres) y un efecto de la habilidad genéticamente adquirida.

Al incorporar el puntaje promedio obtenido en la prueba SIALS, es posible descomponer el parámetro de la elasticidad obteniendo solo el efecto pecuniario directo.

$$y_{hi} = \rho_2 y_{pi} + \theta H_{ht} + \varepsilon_i \quad (13)$$

En esta ecuación H_{ht} , representa el puntaje obtenido en la prueba, de esta forma el parámetro $\hat{\rho}_2$ captura el efecto pecuniario directo. Luego, la diferencia entre $(\hat{\rho}_1 - \hat{\rho}_2)$ captura tanto el efecto sociocultural como el efecto genético heredado³.

³Para esta última estimación, lo ideal habría sido contar con una medida de la habilidad genética de los hijos como por ejemplo el C.I. De esta forma, $\hat{\rho}_2$ capturaría el efecto pecuniario directo, más el efecto sociocultural. Luego, $(\hat{\rho}_1 - \hat{\rho}_2)$ estaría capturando sólo el efecto genético heredado.

4. Metodología

Este trabajo examina sólo la persistencia socioeconómica entre padres e hijos. Esto se debe al hecho de que en Chile, los índices de participación laboral de los hombres tienden a ser significativamente mayores que el de las mujeres. De este modo, los datos de ingresos de los padres e hijos estarían sujetos a menos problemas de selección que los correspondientes datos de madres e hijas.

A partir del modelo teórico, el modelo a estimar es el siguiente:

$$y_{ht} = \beta_1 + \rho y_{ps} + \beta_2 edad_{ht} + \beta_3 edad_{ht}^2 + \varepsilon \quad (14)$$

Donde y_{ht} es el logaritmo natural de los ingresos de los hijos en el año t, y_{ps} es el logaritmo natural de las ganancias de los padres en el año s y la $edad_{ht}$ es la edad de los hijos en el año t. El objetivo de incorporar la edad de los hijos es controlar las estimaciones por el perfil de ingresos a lo largo del ciclo de vida. Por último ε es un shock aleatorio independiente del ingreso del padre y_{ps} y de ρ que representa la elasticidad de las ganancias intergeneracional estimada.

Sin embargo, debido a la naturaleza de los datos, no se cuenta con observaciones donde los pares, padres e hijos, estén en una misma muestra. Es decir que sólo se cuenta con el ingreso reportado por el hijo en un momento del tiempo. Para obtener los ingresos del padre, se utiliza la metodología de Variable Instrumental en dos muestras (TSIV), propuesta por Angrist y Krueger (1992) y Arellano y Meghir (1992). Estos autores demuestran que es posible combinar momentos de múltiples bases de datos para así obtener estimaciones por IV que sean consistentes.

En una base de datos se cuenta con la variable dependiente (ingreso de los hijos) y el instrumento que se va a utilizar (educación de los padres reportados por el hijo). Una segunda base de datos cuenta con el instrumento (educación de los padres) y la variable independiente (ingreso de los padres). En una primera etapa de este procedimiento, se establece la relación entre los ingresos del padre y su educación mediante la siguiente variante de la ecuación de Mincer:

$$y_{ps} = \alpha_1 + \alpha_2 S + \alpha_3 d_1(S - 8) + \alpha_4 d_2(S - 12) + \varepsilon \quad (15)$$

Donde S representa la educación del padre y las variables dummies están definidas por:

$$d_1 = \begin{cases} 1 & \text{si } S > 8 \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases} \quad d_2 = \begin{cases} 1 & \text{si } S > 12 \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

Esta especificación introduce dos variables dummies que permiten capturar la existencia de distintos retornos a la educación. Esto es, se obtendrán tres tasas de retorno diferentes que coinciden con el término de cada uno de los ciclos educacionales en Chile. El retorno de la educación básica (8 años de educación), media (12 años) y superior (más de 12 años), permitiendo verificar la convexidad del retorno a la educación.

En la segunda etapa se utilizan los parámetros estimados en (15), junto con el reporte que realizan los hijos sobre la educación de sus padres. De esta manera es posible predecir el ingreso de los padres:

$$\tilde{y}_{ps} = \hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 S + \hat{\alpha}_3 d_1 (S - 8) + \hat{\alpha}_4 d_2 (S - 12) + \varepsilon \quad (16)$$

Donde S es la educación de los padres esta vez reportado por el hijo e \tilde{y}_{ps} es la predicción del ingreso de los padres. Luego se obtiene el parámetro de interés a partir de:

$$y_{ht} = \beta_1 + \hat{\rho}_1 \tilde{y}_{ps} + \beta_2 \text{edad}_{ht} + \beta_3 \text{edad}_{ht}^2 + \varepsilon \quad (17)$$

Donde $\hat{\rho}_1$ representa la estimación por TSIV de la elasticidad intergeneracional del ingreso entre padres e hijos. Este parámetro estimado, contiene el efecto pecuniario directo así como también un efecto sociocultural y un efecto genético heredado.

Una vez obtenida la elasticidad intergeneracional del ingreso, se incorpora el puntaje promedio obtenido en la prueba SIALS que representa una medida imperfecta de la habilidad de los hijos.

$$y_{ht} = \beta_1 + \rho_2 \tilde{y}_{ps} + \beta_2 \text{edad}_{ht} + \beta_3 \text{edad}_{ht}^2 + \theta H_{ht} + \varepsilon \quad (18)$$

Donde H_{ht} es en este caso el puntaje promedio obtenido en la prueba en el año t . Ahora, $\hat{\rho}_2$ solo contiene el efecto pecuniario directo por lo que el resto, esto es $(\hat{\rho}_1 - \hat{\rho}_2)$,

estaría explicado por un efecto sociocultural y un efecto genético heredado. Luego, es posible observar cuanto del ingreso del padre afecta efectivamente el ingreso de los hijos durante su vida adulta.

5. Datos

Para el análisis que sigue, se utilizan dos bases de datos complementarias. La primera de ellas proviene de la Encuesta de Ocupación y Desocupación en el Gran Santiago realizada por el Departamento de Economía de la Universidad de Chile. Esta encuesta se aplica desde 1957 a aproximadamente 4000 hogares en el mes de junio de cada año y contiene información sobre la edad, situación ocupacional, posición educacional, actividad económica, horas trabajadas a la semana, ingresos mensuales de los individuos, etc. Esta muestra contiene las variables de interés para los padres, por lo tanto se utiliza con el propósito de obtener, a partir de la variante de la ecuación de Mincer, los parámetros a utilizar para calcular la predicción del ingreso de los padres.

La segunda base de datos, corresponde a la encuesta SIALS (Second International Adult Literacy Survey) que se tomó en nuestro país en 1998 y tiene por objetivo describir y comparar las Competencias Básicas de la población adulta. Esta encuesta se aplicó a más de 3500 hogares en todo el país, siendo representativa a nivel nacional. La muestra incluye a personas entre 15 y 65 años y consta de tres partes. La primera de ellas es un cuestionario base que recolecta información acerca de las características de los encuestados como la edad, tipo y nivel de educación recibida, el trabajo que desempeña, información sobre sus ingresos, etc. Del mismo modo, se le pregunta al entrevistado por las características de sus padres, como el nivel educacional, el tipo de ocupación, etc. La segunda parte corresponde a un cuestionario sobre habilidades básicas que puede ser contestado con conocimientos muy esenciales. La tercera y última parte de esta encuesta, busca calibrar los niveles de habilidad a través de un cuadernillo principal.

El grado de alfabetización de la población se puede separar en tres pruebas de habilidades cognitivas:

- **Prosa:** Corresponde a las habilidades y competencias necesarias para comprender y utilizar información contenida en textos tales como editoriales, artículos noticiosos y textos literarios.
- **Documento:** Conocimientos y habilidades requeridas para encontrar y utilizar información contenida en documentos tales como cuadros, mapas, gráficos, índices, etc.
- **Cuantitativo:** Habilidades y conocimientos requeridos para realizar operaciones aritméticas incorporadas en materiales impresos, tales como los cálculos requeridos para llenar formularios de depósito, cuadrar talonarios de cheques, etc.

Los puntajes se asignan separadamente para los tres dominios y fluctúan entre 0 (menor capacidad) y 500 (máxima capacidad). A partir del puntaje obtenido en cada una de las pruebas, se calculó también el puntaje promedio.

A partir de esta encuesta, se utilizan las características de los padres reportadas por el hijo para obtener la predicción del ingreso de los padres. Luego, se puede estimar la elasticidad intergeneracional del ingreso entre padres e hijos tanto para la Región Metropolitana como para todo Chile. De esta forma se puede observar el sesgo que se comete al tener una muestra no representativa a nivel nacional. Del mismo modo se utiliza el puntaje obtenido para controlar las estimaciones por las competencias de los hijos.

6. Resultados

En esta sección, se presentan los resultados de la movilidad intergeneracional estimada en Chile. El rango de edades de los hijos utilizada en este estudio es de 23 a 55 años en 1998 para la encuesta SIALS. Para obtener resultados comparables, la estimación por TSIV consiste de hombres que obtienen ingresos positivos⁴, trabajan entre 30 y 72 horas por semana y reportan las características de sus padres.

⁴La variable de ingreso utilizada en este estudio, corresponde a ingresos laborales e ingresos totales de los individuos. Dado que los resultados no son significativamente distintos, se reporta sólo el resultado para los ingresos laborales.

La Tabla 2 presenta los resultados de las estimaciones por TSIV cuando no se controla por el puntaje promedio de los hijos. Además, se distingue entre las estimaciones realizadas para la Región Metropolitana y para todo Chile.

Tabla 2–Estimaciones de la Elasticidad Intergeneracional del Ingreso en Chile sin control por el Puntaje de los Hijos

Año base para la predicción del ingreso de los padres	Encuesta SIALS	
	Región Metropolitana	Todo Chile
1958	0.518	0.652
1968	0.537	0.641
1978	0.571	0.651
1988	0.645	0.684
1998	0.63	0.693
Promedio	0.58	0.664

Nota: Para todos los años, el parámetro de la elasticidad, es significativo al 1 por ciento.

A partir de la Tabla 2, es posible observar que la elasticidad promedio para el caso de la Región Metropolitana es similar a la estimada en Núñez-Risco (2004), cuando utilizan la encuesta de Ocupación y Desocupación en el Gran Santiago. Del mismo modo, y como se señala en secciones anteriores, el sesgo que se comete por tener una muestra homogénea es de entre un 4 a un 14 por ciento. En consecuencia, la persistencia intergeneracional del ingreso en Chile es mayor de la que se había reportado en estudios anteriores.

Las elasticidades presentadas en la Tabla 2, para el caso de Chile, son relativamente elevadas en comparación con la evidencia internacional y se aproximan más a las estimaciones realizadas en Brasil. Luego, además de poseer una desigual distribución de los ingresos, Chile exhibe también una baja movilidad intergeneracional. Esto último, indica que en nuestro país existe una desigual distribución de las oportunidades.

A partir de esta primera estimación de la movilidad intergeneracional del ingreso, es posible controlar por el puntaje promedio obtenido por los hijos en la prueba SIALS⁵

La Tabla 3, muestra los resultados de la elasticidad intergeneracional del ingreso, cuando se controla por el puntaje promedio obtenido. Del mismo modo se vuelve a incorporar la estimación de la elasticidad a partir de la encuesta SIALS presentado en la Tabla 2, para hacer una comparación directa.

Tabla 3–Estimaciones de la Elasticidad Intergeneracional del Ingreso controlando por el Puntaje Promedio de los Hijos

Año base para la predicción del ingreso de los padres	Encuesta SIALS		
	Sin Control por puntaje ($\hat{\rho}_1$)	Control por puntaje promedio ($\hat{\rho}_2$)	Efecto Sociocultural y Genético ($\hat{\rho}_1 - \hat{\rho}_2$)
1958	0.652	0.369	0.283
1968	0.641	0.353	0.288
1978	0.651	0.361	0.29
1988	0.684	0.349	0.335
1998	0.693	0.355	0.338
		$\hat{\theta}$	
Promedio	0.664	0.357	0.307

Nota: Todos los parámetros estimados son significativos al 1 por ciento.

A partir de la Tabla 3, se observa que al momento de controlar por el puntaje promedio, el parámetro de la elasticidad cae en forma significativa. Esto demuestra que la habilidad de los hijos es en efecto una variable relevante omitida, y que aquellos hijos que poseen mayor talento, deberían ser capaces de potenciar sus habilidades por lo que sus ingresos ya no dependerían en forma tan importante del ingreso de sus padres. Sin embargo dado que el puntaje obtenido en la prueba SIALS no es una medida de la habilidad genética de los hijos, solo es posible descomponer el parámetro

⁵Los resultados no cambian en forma significativa cuando se toman los puntajes en cada una de las pruebas en forma separada.

de la elasticidad entre sus distintos componentes. Los resultados muestran que al controlar por el puntaje promedio, la elasticidad varía entre un 0,35 y 0,37. Esto último, permite observar el efecto pecuniario directo, es decir que el ingreso de los padres explican entre un 35 y 37 por ciento el ingreso que obtienen los hijos durante su vida adulta.

Por otro lado, y como se señala en secciones anteriores, la diferencia entre las estimaciones sin control por puntaje y las estimaciones con control por puntaje promedio, captura tanto el efecto sociocultural como el efecto genético heredado. Los resultados indican que estos factores en conjunto explican en aproximadamente un 30 por ciento la elasticidad intergeneracional del ingreso entre padres e hijos.

7. Conclusiones

Este trabajo presenta nueva evidencia sobre la movilidad intergeneracional del ingreso en Chile. Se realizan estimaciones de la elasticidad intergeneracional de los ingresos entre padres e hijos que es una medida generalmente utilizada como un indicador de la igualdad de oportunidades existentes en un país. De esta forma una menor elasticidad indica que el origen social de los individuos, es menos importante al momento de determinar su conjunto de oportunidades.

El análisis se basa en los datos de la encuesta SIALS que es representativa a nivel nacional. Del mismo modo, esta encuesta provee información sobre las Competencias Básicas de la población adulta medida a través del puntaje obtenido en distintas pruebas. De esta forma, es posible descomponer el parámetro de la elasticidad intergeneracional del ingreso.

La metodología utilizada corresponde a la de Variable Instrumental en Dos Muestras y es ampliamente utilizada en estudios donde no se cuenta con observaciones donde los pares, padres e hijos, estén en una misma muestra.

Los resultados indican que la movilidad social es menor cuando se tiene una muestra más representativa de toda la población. Esto se debe a que a nivel país la varianza de los ingresos es mayor en comparación con una muestra homogénea. La persistencia intergeneracional del ingreso estimada en este estudio es de 0,66, lo que indica que existe una alta correlación entre los ingresos del padre y los ingresos del

hijo. Esto puede interpretarse como una desigual distribución de las oportunidades en nuestro país.

Al controlar las estimaciones por el puntaje obtenido en la prueba SIALS por parte de los hijos, se observa que el ingreso de los padres explica en un 36 por ciento el ingreso que obtienen los hijos durante su vida adulta y el restante 30 por ciento es explicado tanto por factores socioculturales como por factores genéticos heredados.

El hecho de que exista una baja movilidad intergeneracional del ingreso, muestra dos factores que son preocupantes en nuestra sociedad.

En primer lugar, es reconocido que la inversión en capital humano es uno de los principales factores que promueven la movilidad social. Dada la brecha existente entre la educación pública y privada, aquellas familias de mayores recursos pueden optar por una mejor educación de sus hijos. Como resultado, se observa que quienes crecen en un hábitat socioeconómico y sociocultural privilegiado, tienen una mayor probabilidad de desarrollar sus habilidades, perpetuando así la desigualdad de los ingresos e impidiendo una mayor movilidad social.

En segundo lugar, una mejor calidad de la educación pública es de exclusiva responsabilidad del Estado. En consecuencia, éste último no estaría cumpliendo con su rol de promover una igualdad de oportunidades de manera homogénea para toda la población. A partir de la evidencia internacional, es sabido que a pesar de que exista una desigual distribución de los ingresos, si se tienen buenas políticas públicas capaces de promover la igualdad de oportunidades, la movilidad social es mayor. Luego, es perfectamente compatible convivir con una desigual distribución del ingreso pero con una alta movilidad social.

Por último, para estudios posteriores, este trabajo propone investigar sobre los factores que promueven o inhiben la movilidad social. De esta forma, se podrán diseñar y aplicar políticas públicas en forma más adecuada tal que se utilicen de mejor manera los recursos del Estado. Así, se podrá promover una mayor igualdad de oportunidades en forma homogénea para toda la población.

Referencias

- [1] **Abul, Ramses and Cowell, Frank.** “*Intergenerational Mobility in Britain: Revisiting the Prediction Approach of Dearden, Machin and Reed.*” Discussion Paper No. DARP 62 September 2002.
- [2] **Angrist, Joshua D. and Krueger, Alan B.** “*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*, 1992, 87(418), pp. 328-36.
- [3] **Arellano, Manuel and Meghir, Costas.** “*Female Labour Supply and On-the-Job Search: An Empirical Model Estimated Using Complementary Data Sets.*” *Review of Economic Studies*, 1992, 59(3), pp. 537-59.
- [4] **Becker, Gary S. and Tomes, Nigel.** “*An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility.*” *Journal of Political Economy*, 1979, 87(6), pp. 1153-89.
- [5] **Becker, Gary S. and Tomes, Nigel.** “*Human Capital and the Rise and Fall of Families.*” *Journal of Labor Economics*, 1986, 4(3), pp. S1-S39.
- [6] **Behrman, Jere and Taubman, Paul.** “*Intergenerational Earnings Mobility in the United States: Some Estimates and Test of Becker’s Intergenerational Endowments Model.*” *The Review of Economics and Statistics*, 1985, 67, pp. 144-51.
- [7] **Björklund, Anders and Jäntti, Markus.** “*Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States.*” *The American Economic Review*, 1997, 87(5), pp. 1009-18.
- [8] **Bowles, Samuel. Gintis, Herbert and Osborne, Melissa.** “*Unequal Chances. Family Background and Economic Success*” Princeton University Press.
- [9] **Bravo, David. Contreras, Dante and Medrano, Patricia.** “*Measurement error, unobservables and skill bias in estimating the return to education in Chile.*” Departamento de Economía, Universidad de Chile, Enero 1999.
- [10] **Bravo, David and Contreras, Dante.** “*Competencias Básicas de la Población Adulta*” Mayo 2001.

- [11] **Chadwick, Laura and Solon, Gary.** “*Intergenerational Income Mobility among Daughters*” The American Economic Review, 2002, 92(1), pp. 335-44.
- [12] **Corak, Miles and Heisz, Andrew.** “*The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data*” Journal of Human Resources, 1999, 34(3), pp. 504-33.
- [13] **Dearden, Lorraine. Machin, Stephen and Reed, Howard.** “*Intergenerational Mobility in Britain*” The Economic Journal, 1997, 107(440), pp. 47-66.
- [14] **Dunn, Christopher.** “*Intergenerational Earnings Mobility in Brazil and its Determinants*” University of Michigan, September 2003.
- [15] **Dunn, Christopher.** “*Intergenerational Transmission of Lifetime Earnings: New Evidence from Brazil*” Department of Economics and Population Studies Center, University of Michigan, January 2004.
- [16] **Erikson, Robert and Goldthorpe, John H.** “*Intergenerational Inequality: A Sociological Perspective.*” The Journal of Economic Perspectives, 2002, 16(3), pp. 31-44.
- [17] **Ferreira, Sergio and Veloso, Fernando.** “*Intergenerational Mobility of Wages in Brazil*” Unpublished, November 2004.
- [18] **Griliches, Zvi.** “*Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems.*” Econometrica, 1977, 45(1), pp. 1-22.
- [19] **Núñez, Javier and Risco, Cristina.** “*Movilidad Integeneracional del Ingreso en un País en Desarrollo: El caso de Chile.*” Documento de trabajo N°210, Departamento de Economía, Universidad de Chile, Diciembre 2004.
- [20] **Restuccia, Diego and Urrutia Carlos.** “*Intergenerational Persistence of Earnings: The Role of Early and College Education.*” The American Economic Review, 2004, 94(5), pp. 1354-78.
- [21] **Sacerdote, Bruce.** “*The Nature and Nurture of Economic Outcomes.*” The American Economic Review, 2002 (*Papers and Proceedings*), 92(2), pp. 344-48.
- [22] **Solon, Gary.** “*Biases in the Estimation of Intergenerational Earnings Correlations.*” The Review of Economics and Statistics, 1989, 71(1), pp. 172-74.

- [23] **Solon, Gary.** “*Intergenerational Income Mobility in the United States.*” The American Economic Review, 1992, 82(3), pp. 393-408.
- [24] **Solon, Gary.** “*Cross-Country Differences in Intergenerational Earnings Mobility.*” The Journal of Economic Perspectives, 2002, 16(3), pp. 59-66.
- [25] **Zimmerman, David J.** “*Regression Toward Mediocrity in Economic Stature.*” The American Economic Review, 1992, 82(3), pp. 409-29. item