

MOVILIDAD INTERGENERACIONAL DEL INGRESO EN UN PAÍS EN DESARROLLO: EL CASO DE CHILE

Javier Núñez
Cristina Risco
Departamento de Economía
Universidad de Chile

Documento de Trabajo N° 210, Departamento de Economía, Universidad de Chile
Diciembre, 2004

Resumen

Este trabajo constituye un primer esfuerzo para determinar la magnitud de la movilidad intergeneracional de ingresos en Chile. Este concepto permite establecer el grado de vinculación que existe entre los ingresos de las personas y el status económico de sus padres en etapas comparables del ciclo de vida. Así, el concepto de movilidad intergeneracional del ingreso es considerada una buena medida del grado de igualdad de oportunidades que existe en un país; un mayor índice de movilidad intergeneracional indicaría que el origen socioeconómico de los individuos sería menos importante en determinar el conjunto de oportunidades disponibles para ellos. Este estudio entrega dos conclusiones principales. Primero, Chile exhibe un nivel particularmente bajo de movilidad intergeneracional en comparación con la evidencia internacional. De este modo, Chile no sólo exhibiría una desigual distribución de ingresos, hecho ya bien documentado, sino que también exhibiría una particularmente desigual distribución de oportunidades en el país, y un elevado grado de transmisión de la condición socioeconómica de los padres a sus hijos. Sin embargo, este trabajo sugiere también que, a pesar que la distribución del ingreso se ha mantenido relativamente estable en las últimas décadas, la movilidad intergeneracional del ingreso en Chile se ha incrementado, particularmente desde los 90s. Esta evidencia es consistente con la importante expansión de la cobertura educacional secundaria y superior, y de los años de escolaridad que ha existido en Chile en las últimas décadas.

Palabras claves: Movilidad Social, Distribución del Ingreso

INTRODUCCION

El concepto de movilidad social ha concitado históricamente un significativo nivel de atención en las ciencias sociales. Este interés ha generado un amplio conocimiento empírico en torno a las marcadas diferencias que existen entre países en el grado de persistencia de la condición social entre generaciones, como también en torno a los factores que fomentan ó inhiben la movilidad social. Sin embargo, en Chile el conocimiento en torno a esta materia es prácticamente inexistente. Este trabajo constituye un primer esfuerzo para establecer el grado de movilidad intergeneracional del ingreso en Chile.

El estudio de la movilidad intergeneracional del ingreso es importante tanto por motivos normativos como de eficiencia económica. Desde una perspectiva normativa, existe un creciente consenso en la literatura académica en privilegiar la igualdad de *oportunidades* por sobre la igualdad de *resultados* (típicamente de ingresos) como el objetivo social relevante para orientar las políticas públicas en materia de equidad social.¹ En este contexto, el concepto de movilidad intergeneracional del ingreso ha sido considerado una medida del grado de igualdad de oportunidades existente en un país; un mayor índice de movilidad intergeneracional indicaría que el origen socioeconómico de los individuos sería menos importante en determinar el conjunto de oportunidades disponibles para ellos.

Por otra parte, una mayor movilidad social promueve una asignación más eficiente de los recursos humanos de una sociedad. Bajo el (razonable) supuesto que los talentos y las ventajas comparativas potenciales de los individuos están distribuidas a través de los diferentes estratos de una sociedad, un mayor grado de movilidad intergeneracional permitiría que dichos talentos puedan asignarse a aquellas actividades en conformidad con sus ventajas comparativas.

Ha sido bien documentado que Chile exhibe uno de los mayores niveles de desigualdad en la distribución de ingresos en la región e incluso del mundo. Sin embargo, la evidencia empírica internacional indica que no necesariamente existe una relación directa entre el grado de desigualdad en la distribución de los ingresos y los niveles de movilidad intergeneracional. Así, por ejemplo, hay países que exhiben un importante grado de movilidad social a pesar de tener una relativamente desigual distribución de ingresos, y viceversa.² En este contexto, es de interés examinar el grado de movilidad intergeneracional en Chile al margen de la desigual distribución del ingreso que ha poseído históricamente. Adicionalmente, es de interés examinar si, a pesar de que la distribución de los ingresos ha permanecido relativamente estable en Chile en las últimas décadas, existen indicios de una tendencia hacia una mayor movilidad intergeneracional.

Con el propósito de obtener resultados de persistencia intergeneracional del ingreso para Chile que sean comparables con la evidencia internacional, este trabajo se ha ceñido a

¹ Por ejemplo, el concepto de igualdad de oportunidades ha obtenido un fuerte respaldo del enfoque de capacidades desarrollada por Amartya Sen. Ver, por ejemplo, Sen (2000).

² Véase, por ejemplo, Solon (2004).

las metodologías que han sido implementadas en años recientes para examinar los índices de movilidad intergeneracional en una amplia gama de países. En este contexto, este trabajo examina el caso de la movilidad intergeneracional del ingreso entre padres e hijos, lo que corresponde a la metodología más comúnmente adoptada por la literatura internacional.³ En futuras investigaciones se podrá examinar formas alternativas de movilidad intergeneracional diferentes a las adoptadas en este trabajo.

Este trabajo está estructurado como se indica a continuación. La sección I presenta el marco teórico, la sección II realiza una descripción de los modelos econométricos a estimar, la sección III describe los datos empleados en este trabajo, la sección IV presenta los resultados y realiza una comparación con la evidencia internacional. Finalmente, la sección V presenta las principales conclusiones y recomendaciones de este trabajo.

I.-MARCO TEORICO

Las distintas fuentes de transmisión de ganancias o ingresos intergeneracionales pueden ser enfatizadas utilizando una versión simplificada del modelo de Becker y Tomes (1979). Este modelo considera una versión simplificada de la familia, en el cual cada generación esta formada por un solo individuo. Consideremos, entonces dos generaciones, padre (P) e hijo (H), al interior de una misma familia. El ingreso individual permanente “Y” se asume como derivado de dos componentes: la inversión individual en capital humano y la habilidad individual denotada por “a”.

El modelo asume que la inversión en capital humano del hijo corresponde a una variable de decisión de su padre⁴, el que toma la decisión como resultado de considerar su propio ingreso permanente. La utilidad del padre depende de su propio consumo y del ingreso permanente que alcanza su hijo, esto es lo que justifica que el padre invierta en formación de capital humano del hijo. Así, se obtiene la siguiente relación entre los ingresos permanentes de padres e hijos:

$$(1) \quad Y_H = F * Y_P + a_H$$

donde Y_H corresponde al ingreso permanente percibido por el hijo e Y_P al percibido por el padre, entonces F corresponde a la elasticidad de ingreso del hijo Y_H con respecto al ingreso del padre Y_P : Por otra parte, a_H corresponde a la habilidad del niño y el parámetro α mide la elasticidad de Y_H con respecto a a_H . Esta ecuación resume la principal relación que plantean Becker et al. Ella es suficiente para ilustrar las distintas fuentes de correlaciones de ganancias intergeneracionales.

³ Sin embargo, en el apéndice se presentan también resultados obtenidos para la movilidad entre padres e hijas, como también la movilidad intergeneracional empleando el ingreso combinado de los padres vs. el de los hijos e hijas. Los resultados son muy similares a los encontrados para el caso de movilidad de padres e hijos.

⁴ La mayoría de trabajos empíricos en movilidad intergeneracional se han centrado en la movilidad intergeneracional entre padres e hijos, debido principalmente a que la participación laboral masculina es en general más elevada que la participación laboral de las mujeres, de modo que los posibles problemas de selectividad son menos severos para el caso de los varones (padres e hijos).

La ecuación (1) implica que el ingreso permanente de los padres tiene un efecto o influencia positiva en las ganancias de sus hijos, esto está capturado en el parámetro F , el que corresponde a un efecto causal. El parámetro ρ puede ser interpretado en términos de un efecto causal de las generaciones previas en las próximas generaciones. Lo anterior porque la habilidad es una variable que es heredada de las generaciones previas. Este parámetro puede compararse todo lo que el dinero no puede comprar y que puede ser transmitido de una generación a otra, como por ejemplo C.I., preferencias, entre otras. Este segundo canal es dirigido por un proceso de selección.

La importancia de distinguir entre ambas fuentes de transmisión está dada por el impacto potencial que pudiesen alcanzar las políticas económicas y sociales. Desde una perspectiva empírica, es importante notar que la simple regresión del ingreso de los hijos en el ingreso de sus padres captura ambos mecanismos de transmisión, cuando la habilidad está correlacionada con el ingreso. Así, estimadores estándar de regresiones de ganancias intergeneracionales pueden proveer sobre estimaciones del efecto causal del ingreso de padres en el ingreso de sus hijos. En este trabajo no se realiza un análisis descompuesto de la correlación intergeneracional entre ambos efectos. El trabajo se centra en la estimación estándar de movilidad de ingresos intergeneracional, la que, sin embargo, constituye una importante medida descriptiva de la extensión de la movilidad.

Siguiendo el desarrollo propuesto por Solon (1992), sea Y_{Hi} el logaritmo natural del estatus económico de largo plazo o el ingreso permanente del hijo que pertenece a la familia "i", y sea Y_{Pi} la misma variable correspondiente a su padre. El parámetro ρ representa la correlación poblacional entre los estatus económicos de padres e hijos, lo que corresponde a nuestra medida de movilidad. En el caso en que los ingresos permanentes fuesen observados, ρ se podría estimar aplicando mínimos cuadrados ordinarios a la siguiente ecuación:

$$(2) \quad Y_{Hi} = \rho * Y_{Pi} + \epsilon_i$$

donde ϵ_i representa el término de error. Tanto el ingreso permanente del padre como el del hijo son medidos como desviaciones de las medias y se hace el supuesto de que ambos tienen igual varianza. En este caso, se pueden dar dos situaciones extremas, por un lado puede existir completa movilidad intergeneracional en el ingreso, lo cual estaría dado por una situación en la que ρ fuese igual a cero, por otro lado, cuando ρ es igual a uno, estamos frente a un escenario de completa inmovilidad. También es teóricamente posible tener un $\rho < 0$.

Un problema habitual en estudios de movilidad intergeneracional es que no se observan los ingresos permanentes, sino que sólo se cuenta con observaciones de ingresos corrientes en un momento del tiempo. Dado lo anterior, se puede decir que el ingreso que se observa corresponde al ingreso permanente más algún componente de desviación o fluctuación aleatoria transitoria, entonces la variable de corto plazo para el estatus económico de largo plazo de un hijo es su medida de estatus económico en el período t , dada por la siguiente ecuación:

$$(3) \quad Y_{Hit} = Y_{Hi} + V_{Hit}$$

donde V_{Hit} corresponde a la fluctuación transitoria alrededor del estatus económico de largo plazo o ingreso permanente dado por un shock aleatorio transitorio.

Similarmente, la variable para el estatus del padre es su estatus económico medido en el período t, lo que corresponde a:

$$(4) \quad Y_{Pit} = Y_{Pi} + V_{Pit}$$

Se asume, además que las fluctuaciones transitorias alrededor de los ingresos permanentes, V 's, tienen igual varianza y están no correlacionados con el ingreso permanente del otro individuo en un par padre-hijo. Si se incorpora la variable edad, con el propósito de controlar por los cambios en la experiencia laboral a lo largo del ciclo de vida del individuo, entonces se tiene lo siguiente:

$$(5) \quad Y_{Hit} = Y_{Hi} + a_H + B_H A_{Hit} + \beta_H * A_{Hit}^2 + V_{Hit}$$

con A_{Hit} correspondiente a la edad del hijo perteneciente a la familia "i" en el período t.

Similarmente, el modelo en la ecuación (4) queda:

$$(6) \quad Y_{Pis} = Y_{Pi} + a_P + B_P A_{Pis} + \beta_P * A_{Pis}^2 + V_{Pis}$$

donde A_{Pis} es la edad del padre en el año s⁵.

Reordenando términos, las ecuaciones (5) y (6) quedan:

$$(7) \quad Y_{Hit} = Y_{Hit} - a_H - B_H A_{Hit} - \beta_H * A_{Hit}^2 - V_{Hit}$$

$$(8) \quad Y_{Pis} = Y_{Pis} - a_P - B_P A_{Pis} - \beta_P * A_{Pis}^2 - V_{Pis}$$

Si se reemplazan las ecuaciones (7) y (8) en la ecuación (2), se obtiene finalmente que:

$$(9) \quad Y_{Hit} = (a_H - \beta_H * a_P) + \beta_H * Y_{Pis} + B_H A_{Hit} + \beta_H A_{Hit}^2 - \beta_P * B_P A_{Pis} - \beta_P * \beta_P A_{Pis}^2 + \beta_H + V_{Hit} - \beta_H * V_{Pis}$$

La ecuación (9) expresa el estatus observado del hijo en el año t como una regresión del status observado del padre en el año s y se controla por la edad del padre y del hijo en los correspondientes años t y s. Se asume que las variables edad no están correlacionadas con el estatus económico de largo plazo. Sin embargo el estimador de β_H por OLS⁶ esta sujeto a un sesgo por error en las variable debido a la correlación existente entre la fluctuación aleatoria del ingreso del padre, V_{Pis} y el ingreso observado del padre en el año s, Y_{Pis} . Un estimador de OLS de esta correlación usando datos de ingresos observados en un momento del tiempo, entrega una sub-estimación de β_H , estimador que resulta ser inconsistente⁷:

$$(10) \quad \text{Plim}_{N \rightarrow \infty} \hat{\beta}_H = \frac{\text{Cov}(Y_{Pi}, Y_{Hi})}{\text{Var}(Y_{Pi}) + \text{Var}(V_{Pis})} = \frac{s_y^2}{s_y^2 + s_{VP}^2} * \beta_H < \beta_H$$

⁵ El ingreso del hijo es obtenido en el año t, mientras que el ingreso del padre corresponde al ingreso que éste percibía cuando estaba tomando las decisiones de inversión en capital humano de su hijo, es decir, en el año s.

⁶ OLS corresponde a Mínimos Cuadrados Ordinarios.

⁷ Para mayor detalle, véase Solon (1992).

Una aproximación para tratar de superar el problema anterior consiste en utilizar el estatus promedio del padre en la ecuación (9) sobre T años., el resultado de aplicar esta metodología es aún inconsistente, aunque la magnitud de la inconsistencia se reduce. Se tiene entonces que:

$$(11) \quad \overline{Y_{Hi}} = (1/T) \sum_{t=1}^T Y_{Hi,t} = (1/T) \sum_{t=1}^T (Y_{Hi} + V_{Hi}) = \overline{Y_{Hi}} + \overline{V_{Hi}}$$

Luego, se tiene que la probabilidad límite para este caso corresponde a:

$$(12) \quad \text{Plim}_{N \rightarrow \infty} \hat{\beta}_1 = \frac{\text{Cov}(Y_{Pi}, Y_{Hi})}{\text{Var}(Y_{Pi}) + \text{Var}(V_{Pi})} = \frac{s_y^2}{s_y^2 + \frac{s_v^2}{T}} \beta_1 < \beta_1$$

La inconsistencia de este estimador disminuye a medida que aumentan los años sobre los cuales se calcula el promedio.

En adición a lo anterior, Anders Bjorklund y Markus Jantti utilizan la metodología de Variables Instrumentales en dos muestras, VI2M, en cuyo caso la elasticidad entre los ingresos del hijo y el de su padre se obtiene de una razón entre la covarianza del ingreso del hijo con la educación del padre (E_i) y la covarianza entre el ingreso del padre y su propio nivel de educación, así se tiene que:

$$(13) \quad \beta_{VI2M} = \text{Cov}(Y_{Hi}, E_i) / \text{Cov}(Y_{Pi}, E_i)$$

Sin embargo, en este caso la metodología de VI2M nos entrega un parámetro que está sobre estimado, lo anterior se debe a que si se asume que el ingreso permanente del hijo está determinado por el ingreso permanente y la educación del padre, es decir:

$$Y_{Hi} = \beta_1 Y_{Pi} + \beta_2 E_i + e_i, \text{ entonces se tiene que:}$$

$$(14) \quad \text{Plim}_{N \rightarrow \infty} \hat{\beta}_{VI} = \frac{\text{Cov}(Y_{Hi}, E_i)}{\text{Cov}(Y_{Pi}, E_i)} = \frac{\text{Cov}[(\beta_1 Y_{Pi} + \beta_2 E_i + e_i), E_i]}{\text{Cov}(Y_{Pi}, E_i)} = \beta_1 + \beta_2 \left(\frac{s_{E_i}}{s_{Y_{Pi}}} \right) = \beta_1 + \beta_2 \frac{s_{E_i}}{s_{Y_{Pi}}} > \beta_1$$

donde β_1 mide el efecto que tiene la educación del padre en su propio ingreso, y β_2 mide el efecto de la educación del padre en el ingreso del hijo.

Si la educación del padre tiene un efecto positivo en el ingreso del mismo, es decir, $\beta_1 > 0$, y del hijo, $\beta_2 > 0$, luego se tiene un estimador de VI2M sesgado hacia arriba, lo que nos provee de una cota superior para la verdadera correlación intergeneracional.

La idea detrás de lo anterior consiste en que la educación del padre tiene dos efectos diferentes sobre el ingreso percibido por el hijo. Por un lado, tiene un efecto a través del impacto que su educación tiene sobre sus ingresos, el cual determina, a su vez, el monto de inversión en capital humano para su hijo. Por otro lado, la educación del padre ejerce un efecto directo debido a que un padre más educado puede generar

múltiples efectos positivos⁸ sobre los hijos que pueden traducirse en un mayor nivel de ingresos para estos últimos. Dado lo anterior, el coeficiente que se deriva del método de VI2M entrega una sobre-estimación del verdadero coeficiente que vincula el ingreso del padre y el del hijo debido a que esta estimación está capturando ambos efectos y no sólo el efecto puro del ingreso del padre sobre el ingreso del hijo.

En resumen, existen dos metodologías que son las más empleadas en estudios de movilidad de ingreso intergeneracional; regresiones estándar en base a OLS y el método de VI2M. La primera entrega una subestimación del parámetro de interés, mientras que la segunda resulta en una sobreestimación de ésta. De este modo, se puede argumentar que el verdadero valor de la elasticidad β entre el ingreso del padre y el del hijo está acotado por los parámetros que entregan ambas metodologías.⁹

II.- MODELO ECONOMETRICO

Debido a que este trabajo es el primero que pretende establecer el nivel de movilidad intergeneracional del ingreso en Chile, se optó por seguir aquellas metodologías que permitieran obtener resultados comparables con la evidencia internacional. En particular, este trabajo examina sólo la persistencia socioeconómica de padres e hijos, lo cual corresponde al enfoque que ha seguido mayoritariamente la literatura relacionada. El argumento principal para esta elección radica en el hecho que los índices de participación laboral de los hombres tienden a ser significativamente mayores que la de las mujeres. De este modo, los datos de ingresos de padres e hijos estarían sujetos a menos problemas de selectividad que los correspondientes datos de madres e hijas.

Siguiendo la metodología señalada anteriormente, el modelo a regresionar en este trabajo es el siguiente:

$$(15) \quad Y_{Hit} = a + B_1 * Y_{Pis} + B_2 * edad_{Hit} + B_3 * edad_{Hit}^2 + B_4 * edad_{Pis} + B_5 * edad_{Pis}^2 + e_i$$

donde Y_{Hit} es el log natural de las ganancias de los hijos en el año t , Y_{Pis} es el log natural de las ganancias de los padres en el año s , y la $edad_{Hit}$ y $edad_{Pis}$ son las edades del hijo y el padre en los años respectivos, e_i corresponde a un shock aleatorio independiente del ingreso del padre, Y_{Pi} , y de B_1 , donde B_1 es la elasticidad de las ganancias intergeneracional estimada.

Idealmente Y_{Pi} e Y_{Hi} son medidas de ganancias de los padres e hijos de largo plazo, pero en la práctica sólo se cuenta con el ingreso reportado por el hijo en un momento del tiempo. Para el caso del ingreso de los padres, estos serán estimados a partir de datos de capital humano que se han levantado para ello. Se utiliza una metodología propuesta por Angrist y Krueger (1992) y Arellano y Meghir (1992) y que fue aplicada por Bjorklund y Jantti (1997) para estimar movilidad intergeneracional en Suecia y por Dearden, Machin y Reed (1997) para Gran Bretaña.

⁸ Un padre más educado puede, por ejemplo, ayudar al niño en sus deberes escolares. Lo importante en este punto es recordar que la educación genera una serie de externalidades positivas en las personas.

⁹ Ver por ejemplo, Solon (1992).

Sea el logaritmo de las ganancias corrientes de los padres en la fecha t , Y_{Pit} , dado por:

$$(16) \quad Y_{Pit} = Y_{Pi} + \mu_{Pit}$$

donde μ_{Pit} incorpora las fluctuaciones transitorias en los ingresos corrientes de los padres.

Sea β_{Pi} un conjunto de características del padre (datos de capital humano, género, etc.) de una muestra de familias $i \in I$ y asuma que Y_{Pit} puede ser escrito como:

$$(17) \quad Y_{Pit} = \beta_{Pi} * \beta + \mu_{Pit}$$

donde μ_{Pit} es independiente de β_{Pi} .

Pero Y_{Pit} no es observado en la muestra I , entonces, si existe una muestra J de la misma población que la muestra I , es posible usar esta muestra J para proveer un estimador de β , derivado de la estimación de:

$$(18) \quad Y_{Pjt} = \beta_{Pj} * \beta + \mu_{Pjt}$$

Para $j \in J$ a partir de una estimación de la ecuación (18) por OLS, uno puede obtener predicciones de las ganancias de los padres en la muestra I . Esta predicción puede ser usada para estimar B_1 en la ecuación (15), donde se tiene entonces:

$$(19) \quad Y_{Hi} = a + B_1 * (\beta_{Pj} * \beta_{OLS}) + B_2 * \text{edad}_{Hi} + B_3 * \text{edad}_{Hi}^2 + B_4 * \text{edad}_{Pi} + B_5 * \text{edad}_{Pi}^2 + e_i$$

el término de error, e_i , ahora tiene incorporados más términos de errores que vienen de las predicciones de los ingresos de los padres. Las ecuaciones anteriores se estiman con OLS.

Como opción a la metodología anterior se utilizan variables instrumentales en dos muestras (VI2M), lo que constituye una alternativa ampliamente utilizada en la evidencia empírica internacional.

III.- LOS DATOS

Este trabajo emplea datos provenientes de la Encuesta de Ocupación y Desocupación en el Gran Santiago correspondiente al mes de Junio de 2004, y realizada por el Departamento de Economía de la Universidad de Chile. En ella, adicional a la información económica y laboral del hijo, se levantaron datos sobre dotaciones de capital humano y características de sus respectivos padres. La muestra cuenta con un total de 11.007 observaciones, correspondientes a 3.060 hogares encuestados.

Siguiendo la metodología de la mayor parte de la literatura internacional, la muestra de hijos fue acotada a aquellos cuyas edades estuvieran en el rango de 23 a 55 años. Esto se

realiza con el propósito de evitar posibles problemas de selectividad que podrían ocurrir con mayor frecuencia en individuos que estén fuera de este rango etéreo. Se eliminaron aquellas observaciones de individuos que reportaron no estar empleados, aquellos que no percibían ingresos positivos, así como también a quienes no reportaron la información requerida respecto de las características de sus respectivos padres. De lo anterior resultó una muestra compuesta de 534 pares hijos-padres y 557 pares de padres-hijas pertenecientes al rango entre 23 y 55 años de edad.

Para obtener el ingreso estimado de los padres, se dividió a la muestra de hijos en tres grupos etéreos; de 23 a 35, 33 a 45 y 43 a 55 años. Como puede observarse, cada uno de estos grupos se compone de individuos de 12 años de edad diferentes. Luego, bajo el supuesto que las decisiones más importantes de capital humano realizadas por los padres ocurren entre las edades de 6 a 18 años, se procedió a calcular el año en el cual los individuos de cada grupo etéreo tenían entre 6 y 18 años de edad. Estos corresponden al año 1967 para el grupo entre 43 y 55 años, 1977 para el grupo entre 33 y 45 años, y finalmente 1987 para el grupo entre 23 y 35 años de edad. Luego se estimaron regresiones de ingreso empleando años de escolaridad y experiencia potencial como regresores usando los datos de las encuestas de Ocupación y Desocupación de la Universidad de Chile para los años señalados.¹⁰ Cabe señalar que estos años corresponden a períodos de relativa estabilidad macroeconómica en el país. Además, los retornos a la escolaridad para estos años son muy similares a los de los años colindantes¹¹. Los coeficientes obtenidos de estas estimaciones para los años señalados fueron empleados para predecir el ingreso de los padres a partir de los años de escolaridad y la edad del padre reportados por el hijo.

Adicionalmente, se utilizó la encuesta de Caracterización Socio-Económica, CASEN correspondiente al año 1987 para obtener una estimación alternativa del ingreso del padre. Sobre la base de información levantada en la encuesta de empleo de junio de 2004, se contaba con la información respecto a la principal comuna de residencia del hijo hasta los 15 años. Se realizaron estimaciones separando la muestra en aquellos hijos originarios de la Región Metropolitana y aquellos originarios de las demás Regiones del país. Esto permitió obtener estimaciones alternativas del ingreso del padre dependiendo del lugar de residencia de este durante la infancia y adolescencia del hijo. Cabe señalar que debido a la fecha de la encuesta Casen, la primera en su tipo, este procedimiento fue posible realizarlo sólo para el grupo de 23 a 35 años.

IV.- RESULTADOS

En la tabla 1 se presenta la matriz de transición para los pares padres-hijos. La matriz muestra que mientras existe un grado importante de movilidad en los quintiles 2, 3 y 4, correspondientes a los estratos medios de la población, la persistencia es significativamente mayor en los extremos de la distribución de ingresos, particularmente en el quintil cinco, correspondiente al 20% de la población con mayores ingresos. Esta característica es común en la evidencia internacional. Este hecho

¹⁰ Estas estimaciones se realizaron permitiendo distintos retornos a la escolaridad para las diferentes etapas del ciclo educacional (educación básica, media y superior).

¹¹ Ver Contreras, Bravo y Medrano (1999).

sugiere la existencia de una posible no linealidad en los índices de persistencia con respecto al ingreso del padre. Sin embargo, con el propósito de adoptar una metodología similar a la empleada en la literatura internacional, en este estudio se estima una especificación lineal para la elasticidad el ingreso del hijo respecto de los padres.

Insertar tabla 1

La tabla 2 presenta los resultados de persistencia intergeneracional del ingreso según la metodología explicada en las secciones anteriores. Los resultados se reportan para toda la fuerza laboral comprendida entre los 23 y 55 años, como también para tres segmentos de la fuerza laboral según rangos de edad (23 a 35, 33 a 45 y 43 a 55 años). En la Tabla 2 se muestran los resultados con las dos metodologías señaladas en la sección anterior¹², y diferenciando entre el ingreso laboral y el ingreso personal. Adicionalmente, se reporta el resultado de un test F cuya hipótesis nula es la igualdad de la elasticidad obtenida con OLS y la obtenida con VI2M para un tipo de ingreso dado.

Insertar tabla 2

Al considerar la elasticidad para toda la muestra, elasticidad que resulta de un promedio ponderado por los tamaños muestrales de cada rango de edad, se observa que la elasticidad varía entre 0.54 y 0.58. Estos resultados no difieren significativamente al considerar ingresos laborales ó ingresos personales. Los test F revelan que los resultados obtenidos con OLS y con VI2M no son significativamente distintos. Además se verifica el patrón que a priori se esperaba encontrar, es decir, estimaciones obtenidas de VI2M son en general mayores que aquellas obtenidas de OLS. La tabla 2 también reporta la elasticidad de ingresos del hijo vs. ingresos del padre al emplear los datos correspondientes a la Encuesta Casen de 1987 para estimar el ingreso del padre. Como ha sido señalado, esta estimación de persistencia se aplica sólo para los cohortes pertenecientes al rango entre 23 y 35 años de edad. Se observa que las elasticidades, en este caso considerando sólo el ingreso laboral, corresponden a 0.43 y a 0.55 con OLS y VI2M, respectivamente. El valor del test F indica que no es posible rechazar la hipótesis nula de igualdad entre ambas elasticidades. Los resultados de este procedimiento indican niveles de persistencia similares a los reportados para la generación de 23 a 35 años obtenidos de estimar el ingreso del padre empleando los datos de la encuesta de empleo y desempleo de la Universidad de Chile.

Las elasticidades reportadas en la tabla 2 son relativamente elevadas en comparación con la evidencia internacional disponible. La tabla 3 expone los resultados obtenidos de esta investigación para Chile de la Tabla 2 con resultados comparables reportados en otros estudios para una amplia gama de países. La tabla 3 señala que Chile exhibe niveles particularmente bajos de movilidad intergeneracional en comparación con la evidencia internacional disponible. La persistencia intergeneracional del ingreso es ampliamente mayor a la reportada para los países desarrollados, incluso los Estados Unidos e Inglaterra, países que han sido señalados como aquellos que poseen los mas altos índices de persistencia entre los países desarrollados. Sin embargo, Chile exhibe elevados índices de persistencia incluso al

¹² Es decir OLS y VI2M.

comparar los resultados obtenidos con los resultados disponibles para otros países en desarrollo, particularmente Malasia y Sudáfrica.¹³ El único país similar a Chile en términos de persistencia intergeneracional del ingreso es Brasil, país que, junto a Chile posee una de las distribuciones del ingreso más desiguales de América Latina e incluso del mundo.

Insertar tabla 3

No obstante lo anterior, la Tabla 2 señala también, que la elasticidad de los ingresos de los hijos respecto de los ingresos de los padres es menor para las generaciones más jóvenes. En particular, se aprecia que la elasticidad, para el caso del ingreso laboral, utilizando OLS ha caído desde 0.64 a 0.48, y la elasticidad obtenida de VI2M, también ha caído desde 0.68 a 0.52. Estos resultados indican que la persistencia de la condición socioeconómica entre padres e hijos tiende a ser menor en los cohortes más jóvenes, lo que sugiere que existiría una mayor movilidad social en las generaciones más jóvenes del país.

La caída en los índices de persistencia intergeneracional del ingreso puede deberse, en parte al crecimiento que han exhibido los índices de escolaridad en el país en las últimas décadas. La tabla 4 muestra la evolución de los años de escolaridad de la población en las pasadas décadas. Se puede apreciar que los años promedios de escolaridad casi se ha duplicado desde 1960. Por otra parte, la varianza en los años de escolaridad ha decrecido notablemente desde 1980. Estos hechos indican que la formación de capital humano se ha elevado en el país, al mismo tiempo que su distribución en la población se ha tornado algo más homogénea en las últimas décadas.

Insertar tabla 4

Estos hechos se aprecian más claramente en las dos primeras columnas de la tabla 5, las cuales reportan el promedio y la varianza de la escolaridad para cada uno de los cohortes considerados en este estudio. Puede apreciarse que el grupo más joven (23-35) posee casi dos años más de escolaridad promedio y una desviación estándar más de un año menor que el grupo de más edad (43-55). Por otra parte, la última columna de la Tabla reporta la elasticidad entre la escolaridad del hijo y del padre, estimada por OLS. La evidencia indica que el grado de asociación entre la escolaridad del padre y del hijo se ha debilitado a través del tiempo, lo cual respalda la tesis de mayores niveles de movilidad intergeneracional para los cohortes más jóvenes.

Insertar tabla 5

En suma, a partir del hecho bien documentado que consigna la inversión en capital humano como uno de los principales factores que promueven la movilidad social, estos hechos se transforman así en hipótesis plausibles que explicarían, al menos en parte, los menores índices de persistencia de la condición socioeconómica que existe entre las generaciones más jóvenes del país.

Es interesante constatar que la mayor movilidad social que existe entre los cohortes más jóvenes ha ocurrido en un contexto en el cual la distribución de los

¹³ El caso de Sudáfrica es interesante, pues parece existir un importante grado de movilidad al interior de la población de origen africano, la mayoritaria del país. Véase Heinz (2001) y Solon (2002).

ingresos ha permanecido estable. La tabla 6 reporta la evolución del coeficiente de Gini (un índice de desigualdad de ingresos) en las últimas décadas en el país, el cual ha permanecido estable en torno a 0.5, e incluso mostrando una leve tendencia al alza en las últimas décadas. Las diferentes trayectorias mostradas por la distribución de los ingresos y de la movilidad intergeneracional de ingresos ilustra las diferencias que existen entre ambos conceptos, como fue señalado en la introducción.

V.- CONCLUSIONES

Este trabajo constituye el primer esfuerzo para establecer el grado de movilidad intergeneracional de ingreso en Chile. Con el propósito de obtener resultados comparables con la evidencia internacional, este trabajo ha empleado metodologías que han sido implementadas en una amplia gama de países en la última década. Los resultados indican que Chile posee índices particularmente bajos de movilidad intergeneracional del ingreso. Así, este hallazgo indica que Chile no sólo posee una desigual distribución de sus ingresos, hecho ya bien documentado, sino también elevados índices de persistencia en la condición socioeconómica de padres e hijos, lo que puede interpretarse como una desigual distribución de las oportunidades. Sin embargo, los resultados también sugieren que, a pesar que la distribución de los ingresos ha permanecido relativamente estable en las últimas décadas, los niveles de movilidad intergeneracional han aumentado, especialmente desde los 90s.

Este trabajo propone varias líneas de investigación futura. En primer lugar, es necesario implementar un levantamiento de datos de panel que permita evaluar los índices de persistencia y movilidad intergeneracional de un modo más amplio y preciso que lo realizado en este trabajo. En particular, es plausible que los datos de persistencia reportados en este trabajo estén subestimados de modo que nuevas investigaciones realizadas con datos nacionales podrían arrojar índices de persistencia incluso más elevados.¹⁴ En segundo lugar, es de interés investigar qué factores tienden a promover una mayor movilidad social. Idealmente, esta línea de investigación debe tratar de un modo diferenciado el posible efecto de diversos factores tales como las características familiares (principalmente del capital humano de los padres y de su retorno en el mercado laboral), características ambientales (tales como el acceso a educación preescolar), la calidad de la educación básica y media recibida y las alternativas de financiamiento para la inversión en educación superior. Los resultados de estas líneas de investigación permitirían contribuir significativamente a comprender los factores que fomentan o inhiben la transmisión de la condición socioeconómica de padres a hijos, y al diseño e implementación de políticas públicas que promuevan una mayor igualdad de oportunidades en el país.

¹⁴ Esta posible subestimación podría surgir del hecho que los datos empleados son del Gran Santiago, región que posee niveles de escolaridad promedio mayores que el promedio nacional. Además, el Gran Santiago posee niveles menores que los nacionales de población pobre e indigente y prácticamente nada de población rural, segmentos para los cuales los índices de persistencia intergeneracional pueden ser particularmente elevados. Finalmente, Solon (1992) establece formalmente cómo una mayor homogeneidad de la población de padres e hijos tiende a reducir las estimaciones de persistencia intergeneracional del ingreso.

BIBLIOGRAFIA

Abul R. y F. Cowell. (2002). "Intergenerational Mobility in Britain: Revisiting the Prediction Approach of Dearden, Machin and Reed". *Ecole des Hautes Etudes Commerciales. Département D'Econométrie et d'Economie Politique*. (disponible en: <http://sticerd.lse.ac.uk/dps/darp/darp62.pdf>).

Andersen, L. (2000). "Social Mobility in Latin America", *Instituto de Investigaciones Socio-Económicas Universidad Católica Boliviana*. La Paz, Bolivia.

Andrade, E., Veloso, F., Madalozzo, R. y S. Ferreira. (2003). "Do Borrowing Constraints Decrease Intergenerational Mobility in Brazil? A Test Using Quantile Regression", *Ibmec working paper-WPE*.

Angrist, J. y A Krueger. (1992). "The Effect of Age at School Entry on Educational Attainment: An Application of Instrumental Variables with Moments from Two Samples", *Journal of American Statistical Association*, 87 (418). P. 328-36.

Arellano, M. y C. Meghir. (1992). "Female Labour Supply and on the Job Search: An Empirical Model Estimated Using Complementary Data Set", *Review of Economic Studies*. 59(3). P.537-59.

Askew D., Brewington, J. y A. Touhey. (2001). "An Examination of intergenerational Income Mobility Using the Panel Study of Income Dynamics", *Econometrics* 375. (disponible en: <http://www.ups.edu/econ/pseje/articles/firstedition/atouhey.pdf>)

Becker, G. y N. Tomes. (1979). "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility", *Journal of Political Economy*, vol 87; 1153-1189.

Bjorklund, A. y M. Jantti. (Diciembre, 1997). "Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States", *The American Economic Review*, 87:5, pp. 1009-018.

Bjorklund, A. (2002). "Intergenerational Income Mobility in Permanent and Separated Families". (Este paper fue presentado en ESPE 2002 realizado en Bilbao entre el 13-15 de junio del 2002).

Chadwick, L y G. Solon (2002). "Intergenerational Income Mobility among Daughters", *American Economic Review* 92, pp. 335-344.

Contreras, D., Bravo, D. Y Medrano, P. (1999). "Measurement Error, Unobservables and Skill Bias In Estimating the Returns to Education in Chile", Mimeo, *Depto. De Economía, Universidad de Chile*.

Corak, M. y A. IESS. (1999). "The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data", *Journal of Human Resources*, 34:3, pp. 504-33

Dahan, M. y A. Gaviria. (1999). "Sibling Correlations and Social Mobility in Latin America", *Inter.-American Development Bank*, Washington, D.C.

Dearden L., Machin S. y H. Reed. (1997). "Intergenerational Mobility in Britain", *The Economic Journal*, 107:440, pp.47-66.

Dunn, C. (2003). "Intergenerational Earnings Mobility in Brazil". (Este paper fue presentado en "8th annual meeting Lacea").

Fields, G. (2001). "Distribution and Development. A New look at the developing world", *Russell Sage Foundation and MIT Press*.

Fortín, N. y S. Lefebvre. (Noviembre, 1998). "Intergenerational Income Mobility in Canada", *Labor Markets, Social Institutions, and the Future of Canada's Children*.

Heckman, J. y L. Lochner. (2003). "Fifty years of Mincer earnings regressions", *NBER Working Paper 9732*. (Este paper está disponible en <http://www.nber.org/papers/w9732.pdf>).

Hertz, T. (2001). "Education, Inequality and Economic Mobility in South Africa", Ph.D. thesis, University of Massachusetts.

Larrañaga, O. (2001). "Distribución de Ingresos en Chile: 1958 – 2001", *Documento de Trabajo n° 178*, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Universidad de Chile.

Lefrane A. y A. Trannoy. (2004). "Intergenerational Earnings mobility in France: Is France more mobile than the US?", *Accepté dans Annales d'Economie et de Statistiques*.

Meller, P. (2000). "Pobreza y Distribución del Ingreso en Chile (década del 90)", *Documento de Trabajo N° 80*, CEA, DII, Universidad de Chile, Santiago.

Sjogren, A. (2000). "Redistribution, Occupational Choice and Intergenerational Mobility: Does wage equality nail the cobbler to his last?", *The Research Institute of Industrial Economics*, Sweden.

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

Solon, G. (2002) "Cross-countries differences in Intergenerational earnings mobility", *The Journal of Economic Perspectives*. Vol 16, N° 3, pp. 59.66.

Tabla 1: Matriz de Transición para quintiles de padres e hijos

Quintil Padre	Quintil Hijo				
	1	2	3	4	5
1	0.31	0.21	0.21	0.19	0.07
2	0.29	0.22	0.32	0.13	0.05
3	0.16	0.28	0.21	0.22	0.12
4	0.17	0.18	0.20	0.22	0.23
5	0.08	0.11	0.06	0.26	0.50
Indice de inmovilidad	0.294				

Tabla 2: Elasticidad de Ingresos Hijos v/s Ingresos Padres

Rango da la Muestra	Encuesta U de Chile						Casen 1987	
	OLS	VI2M	Test F	OLS	VI2M	Test F	OLS	VI2M
	Ingreso Laboral			Ingreso Personal			Ingreso Laboral	
23-55	0.55	0.58		0.54	0.55			
23-35	0.48	0.52	0.55	0.46	0.44	0.76	0.43	0.3
33-45	0.55	0.55	0.96	0.57	0.58	0.87		
43-55	0.64	0.68	0.66	0.63	0.67	0.68		

Tabla 3: Elasticidades de los Ingresos de Hijos vs. Ingresos de sus padres, países seleccionados

País	Elasticidad Padres-Hijos		Fuente
	OLS	IV	
Alemania	0.11-0.34		Couch and Dunn (1997), Wiegand (1997)
Brasil	0.53-0.54	0.54-0.74	Dunn (2003)
Canadá	0.12-0.19		Corak y Heisz (1995)
Chile	0.54	0.58	Núñez y Risco (2004)
España	0.24	0.44	Sánchez (2004)
EEUU	0.29-0.39	0.45-0.53	Solon (1992)
Finlandia	0.13		Osterbacka (2001)
Francia	0.41	0.44	Lefrane y Trannoy (2004)
Inglaterra	0.43	0.57	Dearden, Machin and Reed (1997)
Italia	0.36		Checchi (1997)
Malasia	0.26		Lillard and Kilburn (1995)
Sudáfrica	0.44		Solon (2002)
Suecia	0.13		Osterberg (2000)

Tabla 4: Evolución de la Escolaridad: Chile 1960-2004.

Variable	1960	1970	1980	1990	1998	2004
Años de Educación	6.89	7.97	9.31	11.09	11.45	12.4
Desv.Estandar	3.82	4.10	4.21	4.04	3.92	3.6

Fuente: Contreras, D. Et al (1999) y Encuesta de Ocupación Junio 2004, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Tabla 5: Indicadores de escolaridad , según cohortes.

Rango Edad	Años promedio escolaridad	Desviación Estándar escolaridad	Elasticidad(educación hijo, educación padre)
23-35	13.39	2.96	0.32
33-45	12.68	3.43	0.38
43-55	11.67	4.19	0.47

Tabla 6 :”Evolución del Índice de Gini para el Gran Santiago”

Período	Índice de Gini
1958-63	0.476
1964-69	0.498
1970-73	0.467
1974-81	0.513
1982-86	0.557
1987-90	0.57
1991-98	0.525
1999-01	0.553

Fuente: Osvaldo Larrañaga (2001).

Anexos

Tabla A1: “Matriz de Transición no condicionada para quintiles de padres e hijas”

Quintil Padre	Quintil Hija				
	1	2	3	4	5
1	0.40	0.31	0.20	0.09	0.00
2	0.26	0.24	0.23	0.20	0.07
3	0.11	0.29	0.25	0.17	0.18
4	0.16	0.13	0.15	0.21	0.35
5	0.07	0.03	0.18	0.36	0.36
Indice inmovilidad	0.292				

Tabla A2: “Elasticidad Ingreso hijas v/s Ingreso padres”

Metodología	Encuesta U de Chile			Casen 1987				
	OLS	VI2M	Test F	OLS	VI2M			
Rango	Ing_Laboral	Ing_Laboral	Ing_Laboral	Ing_Personal	Ing_Personal	Ing_Personal	Ing_Personal	Ing_Personal
Elasticidad OLS toda muestra	0.60	0.70		0.59	0.66			
23-35	0.63	0.58	0.16	0.48	0.51	0.74	0.49	0.66
33-45	0.70	0.78	0.42	0.70	0.78	0.40		
43-55	0.46	0.74	0.31	0.58	0.69	0.33		

Tabla A3: “Elasticidad Ingreso Hijo(a) v/s Ingreso Hogar de los Padres”

Rango	Elasticidades con ingreso personal					
	Hijos			Hijas		
	OLS	VI en dos muestras	Test F	OLS	VI en dos muestras	Test F
23-35	0.51	0.62	0.31	0.42	0.53	0.37
33-45	0.43	0.64	0.15	0.45	0.73	0.04
43-55	0.51	0.63	0.35	0.55	0.61	0.66