



**UNIVERSIDAD DE CHILE
FACULTAD ECONOMÍA Y NEGOCIOS
ESCUELA DE ECONOMÍA Y ADMINISTRACIÓN**

MOVILIDAD INTERGENERACIONAL DE INGRESOS EN CHILE: UNA PERSPECTIVA DE LARGO PLAZO

**Seminario para optar al título de
Ingeniero Comercial, Mención Economía**

Participante: Camila Morales Campos

Profesor Guía: Javier Núñez Errázuriz

Santiago, Chile-2014.

Agradecimientos

Quiero agradecer en primer lugar a Dios, por darme la oportunidad de estar donde estoy y nunca abandonarme. Gracias por cada una de las bendiciones.

Al profesor Javier, por su constante preocupación y dedicación para que este seminario fuera posible. También por sus consejos y críticas, que sin duda me servirán para ser mejor profesional.

A mis padres, Ana María y Víctor, por su amor incondicional y apoyo a prueba de todo, por cada uno de los momentos que hemos vivido juntos, los buenos y malos. Por ser los mejores padres del mundo y por nunca dudar de mí. A mi hermano, Pablo, mi persona favorita. Gracias por no dejarme sola nunca, por ser el mejor hermano y el mejor amigo. Por siempre empujarme a ser mejor.

A mi prima Andrea, por ser mi confidente y mi refugio durante todos estos años de estudio. A mi tata Rolo y mi abuelita Pabla, por sus regalones y su preocupación.

También al cerrar esta etapa universitaria quiero agradecer a los amigos que me acompañaron estos años. A Constanza, Francisca, Amanda, Valeria, Sebastián, María José, Diego, y a tantos otros. Por las risas, los llantos, los abrazos y las peleas. Por las horas de estudio y de carrete, por todo.

Y a mis amigos de siempre: Anto, Rebe, Clara, Kari, Dani, Coni y Seba. Por siempre creer en mí, por cada palabra de ánimo, por cada llamada o mensaje, por siempre sentirlos presentes en mi vida, a pesar de la distancia.

Tabla de contenido

Agradecimientos	2
Resumen	4
Introducción.....	5
Datos	8
Cuadro 1. Estadística Descriptiva Encuesta de Ocupación y Desocupación: 1957-2013.....	9
Metodología.....	12
Resultados.....	18
Tabla 1: Resumen resultados de las estimaciones.	19
Gráfico 1. Tendencia de Elasticidad Intergeneracional de Ingresos para período 1930-1980.	24
Conclusiones	26
Referencias.....	29
Anexos.....	32
Gráfico 1.A: Tasa de Co Residencia entre padres e hijos, por tramo etario y período de encuesta.....	32
Gráfico 2.A: Tasa de Participación Laboral en Hombres, por tramo etario y período de encuesta.....	33
Tabla 1. A: Determinación de observaciones por individuo: Cruce entre años de encuesta y cohorte de nacimiento.....	34
Tabla 2. A: Resultados Estimaciones por MCO	35
Tabla 3.A: Resultados Estimación Método Heckman	36
Tabla 3.A: Tendencia de Elasticidad Intergeneracional para período 1934-1983, 7 observaciones por individuo	37

Resumen

Este trabajo de investigación examina la movilidad intergeneracional de ingresos presente en Chile y su tendencia de largo plazo, durante el período comprendido entre los años 1957 y 2013. Para esto se estima una ecuación simple mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios con el fin de obtener la elasticidad intergeneracional de ingresos, de acuerdo a los cohortes de nacimiento de los hijos. Los resultados arrojan una falta de movilidad social en esta área y una baja tendencia de largo plazo, que si bien ha disminuido con el tiempo, no significa grandes cambios. Esto sugiere que las condiciones socioeconómicas de los padres siguen traspasándose fuertemente entre generaciones, lo que es preocupante en un país con importantes niveles de desigualdad como Chile.

Introducción

La movilidad intergeneracional de ingresos la podemos definir como la relación existente entre los miembros de una sociedad y su descendencia con respecto a sus características socioeconómicas. Esta movilidad se puede manifestar en distintos ámbitos, tales como la educación, el trabajo y/o profesión o los ingresos permanentes que recibe un individuo. A su vez, este concepto está altamente relacionado con la igualdad de oportunidades¹ a las que se enfrentan los individuos de una misma sociedad y que concentra gran parte de las políticas públicas que gestiona un país.

En un país con importantes niveles de desigualdad de ingresos como Chile, vivir en una sociedad donde las oportunidades se reparten entre todos de igual forma parece fundamental. Sen (2000) y su enfoque de las capacidades viene a reforzar la teoría de la igualdad de oportunidades como política de equidad social, donde tener una alta movilidad intergeneracional de ingresos mostraría que no importa el estrato socioeconómico del cual provenga una persona, ya que se enfrenta a las mismas condiciones que el resto de la sociedad y no determina las oportunidades a las cuales puede acceder, acortando así las brechas de ingresos entre los distintos niveles socioeconómicos.

Sin embargo, la evidencia internacional sugiere que no existe necesariamente una correlación entre la desigualdad en la distribución de ingresos y la

¹ Corak (2013)

movilidad intergeneracional de los mismos, tal como lo indica Solon (2004). Es por esto que no podemos asumir *a priori* que en Chile la movilidad de ingresos se ha movido en conjunto con la desigualdad ni tampoco asumir que si la desigualdad se ha mantenido relativamente constante en los últimos años, la movilidad intergeneracional también lo ha hecho. Realizaremos un análisis de la tendencia en el largo plazo para determinar esto último.

El estudio de la movilidad intergeneracional ha despertado interés en la esfera social y política, generando amplio conocimiento sobre la materia en el mundo. Sin embargo, es durante los últimos años que en Chile se ha comenzado a profundizar sobre este tema y se han realizado diferentes investigaciones con distintos alcances y enfoques.

La baja cantidad de estudios de este tipo se debe principalmente a la falta de encuestas longitudinales que nos permitan obtener los ingresos permanentes de los individuos y que contengan información tanto de los padres como de los hijos. Con ciertos supuestos, bastante racionales, podemos realizar este trabajo y entregar un análisis de la movilidad social en nuestro país, desde la mirada de la movilidad intergeneracional de ingresos y su evolución durante los últimos 57 años.

Si bien la movilidad social se puede abordar desde muchos frentes, aquí buscamos estudiar la movilidad intergeneracional de ingresos medida como la elasticidad entre el ingreso del hijo y el ingreso del padre, dejando de lado el

análisis de la desigualdad así como también los factores que la provocan o aquellos que la inhiben.

La estructura de este trabajo es de la siguiente forma: en la segunda sección se describen los datos con los cuales se harán las estimaciones, luego presenta la metodología a emplear; y posteriormente se entregan los resultados del estudio. Finalmente, discutimos las conclusiones obtenidas.

Datos

Este trabajo tiene como objetivo estudiar la movilidad intergeneracional de ingresos y su tendencia en el tiempo, para lo cual necesitamos tener una base que nos entregue información sobre un individuo identificado como padre y otro como su respectivo hijo.

Utilizamos la Encuesta Trimestral de Ocupación y Desocupación en el Gran Santiago, realizada por el Centro de Microdatos de la Facultad de Economía y Negocios de la Universidad de Chile que se realiza por hogar, a razón que en Chile no existe una encuesta que permita obtener dicha información directamente. Esta encuesta nos permite identificar padres e hijos que viven en el mismo hogar y nos provee información estándar sobre la situación laboral de todos los habitantes del hogar así como también una caracterización básica de los mismos.

Si bien existen otras encuestas que nos facilitarían los datos necesarios, optamos por esta debido que dispone de una gran cantidad de versiones, lo que nos permite hacer un análisis de largo plazo.

Así, utilizaremos todas las encuestas desde 1957 hasta 2013, pero sólo las de Junio, ya que dicha versión incluye preguntas relacionadas con el ingreso de los hogares encuestados, a diferencia de las realizadas en otros períodos, que sólo reportan antecedentes sobre la ocupación. Con esto, contamos una base

de corte transversal que agrupa otras 57 bases de datos, haciendo un total general de 716.811 observaciones, con la siguiente descripción:

	Porcentaje	Observaciones
Mujer	52,67%	377517
Hombre	47,33%	339294
Grupos Étareos de Interés		
15-19 años	9,69%	69464
20-24 años	9,46%	67808
25-29 años	8,27%	59285
30-34 años	7,31%	52425
35-40 años	6,66%	47731
Condición de actividad económica		
Menores de Edad	29,17%	98989
Empleado	46,09%	156385
Desempleado	5,71%	19379
Inactivo	19,02%	64541

Cuadro 1. Estadística Descriptiva Encuesta de Ocupación y Desocupación: 1957-2013

Es necesario acotar un poco la muestra para obtener los resultados que buscamos, debido a la gran cantidad de datos que posee la encuesta y para no generar problemas econométricos.

Consideramos como sujetos de estudios a aquellos hijos que viven bajo el mismo techo que sus padres, pero que además tienen entre 23 y 30 años. Una de las razones es que ahí es donde se concentra el mayor porcentaje de co-

residencia de la muestra, lo que podemos observar en el gráfico 1.A del Apéndice, donde se presentan las tasas de co-residencia según la edad del hombre y agrupado por décadas. Escogemos esta edad porque, como lo sugiere Becker y Tomes (1997) y Solon (2004), los mecanismos de transmisión de la clase socioeconómica de padres a hijos se da principalmente entre los 6 y 21 años de edad de los hijos, por lo que asumimos que a los 23 años este efecto ya debería declinar y de persistir, ser constante entre todos los individuos, dejando inalterado los resultados.

Además, si consideramos que la educación superior en Chile dura 5-6 años en promedio², es razonable esperar que a los 23 años los hijos ya puedan ser independientes económicamente de sus padres, lo que nos permite eliminar la dependencia lógica que existe entre el ingreso del padre y el de su hijo, cuando este último todavía está estudiando.

Otro factor a considerar es que entre los 23 y los 30 años la escolaridad de las personas ya está fija, es decir, alcanzaron su nivel de escolaridad de largo plazo. Si observamos los estudiantes de posgrado, estos sólo alcanzan a unos veinte mil alumnos, en comparación a más de un millón de matriculados para pregrado³, lo que nos permite deducir que existe un pequeño porcentaje de personas que vuelve a estudiar luego de los 23 años, cuando terminan la educación superior.

² Según Consejo de Rectores carreras duran entre 12,8 y 14,3 semestres.

³ Información extraída del Centro de Estudios del MINEDUC, "Estadísticas de la educación 2012".

El haber escogido dicho tramo etario también tiene base en la tasa de participación laboral de los hombres, ya sean co-residentes o no. En el gráfico 2.A presente en los anexos podemos observar que el mayor salto se observa entre los 20 y los 30 años y que posterior a ese período dicha tasa se comienza a estabilizar.

Dicho esto, ahora definimos la cantidad de años a utilizar por individuo y los cohortes que tendrá nuestra muestra. Al limitar el grupo a individuos entre 23 y 30 años, solo utilizaremos los cohortes de 1930 a 1988, como se puede observar en la tabla 1.A. Así, para cada individuo y su cohorte tendremos mínimo 3 observaciones en distintos años (encuestas), lo que nos permite eliminar en alguna medida problemas relacionados con el hecho de no contar con los ingresos permanentes de los hombres estudiados. Estos problemas son tratados con mayor profundidad en la siguiente sección junto con la descripción de la estrategia empírica a desarrollar.

Metodología

El objetivo de esta investigación es analizar la movilidad intergeneracional de ingresos en el período 1957 a 2013 y también observar su tendencia en el tiempo, para lo cual se estima una ecuación simple que contiene todas las variables que pueden determinar el ingreso laboral de un hijo, incluido el ingreso del padre. Esto lo podemos realizar con una regresión simple de MCO, con la siguiente forma:

$$y_{ij} = \alpha_{ij} + \beta_1 x_{ij} + \varepsilon_i \quad (1)$$

Donde la variable dependiente representa el ingreso laboral del hijo co-residente y x_{ij} el ingreso laboral del padre, ambos medidos como sus logaritmos respectivos.

El hecho que estos los valores estén expresados en logaritmo, nos permite interpretar el parámetro β_1 como la variación porcentual del ingreso de un hijo ante un cambio de uno por ciento en el ingreso del padre. Por tanto, el parámetro β_1 captura el efecto de la elasticidad intergeneracional de ingresos, ya que corresponde a la elasticidad del ingreso del hijo respecto del ingreso del padre, la que cuenta con dos extremos. Si el parámetro β_1 tomara valor 0, veríamos que existe una alta movilidad de ingresos ya que los ingreso de los hijos no tendrían relación estadística con los ingreso de los padres. El caso contrario se presentaría si $\beta_1 = 1$, donde la movilidad intergeneracional sería

nula y los ingresos de los hijos estarían plenamente determinados por los ingresos de sus padres, salvo por el valor que tome el término de error.

Ahora bien, al buscar una tendencia en el tiempo es necesario poder comparar los ingresos a través de los años, lo que no es posible hacer directamente con los datos ya que estos cubren un período de tiempo muy extenso. Así, la variable y_{ij} representa el logaritmo natural de la diferencia de los ingresos con sus respectivas medias. Por eso, en una primera etapa estimamos el promedio de los ingresos de cada cohorte en cada encuesta disponible. Es decir, tenemos que:

$$\ln y_{h_{ict}} = \ln y_{h_i} - \ln y_{h_{ct}} \quad 2$$

Donde $\ln y_{h_{ict}}$ corresponde al ingreso del hijo i nacido en el cohorte c y observado en la encuesta del año t , por lo que a su ingreso laboral reportado $\ln y_{h_i}$ se le resta el promedio de los ingresos de todos los individuos del mismo cohorte c en la encuesta t . En el caso de los padres, se observa al individuo y se compara con los padres de hijos nacidos en el mismo cohorte dentro de la misma encuesta.

Antes de continuar, es necesario hacer un par de observaciones. En primer lugar, existe un problema que se deriva de la falta de una encuesta longitudinal de ingresos que nos permita observar los ingresos permanentes de los padres para ver un efecto más duro en el ingreso de los hijos, ya que sólo disponemos de sus ingresos corrientes o laborales.

Solon (1992) y Zimmerman (1992) mostraron que utilizar los datos de un año en particular puede afectar la estimación de la elasticidad, porque los ingresos corrientes contienen variaciones transitorias y errores de medición. Sin embargo, aun cuando estamos conscientes de esta situación, consideramos que el problema se disipará al construir la tendencia de largo plazo, ya que asumimos que los errores se mantienen constantes e iguales para todos a lo largo de los años por lo que no debería tener efectos en la línea de tendencia.

Lo mismo ocurre con los ingresos corrientes de los individuos más jóvenes, ya que esta información puede estar contaminada por el ciclo de vida, donde los ingresos de los jóvenes son más dependientes de sus padres. Para esto, en la estimación incluimos control por edad y nuevamente, asumimos que este efecto es constante y no tiene impacto en la tendencia encontrada para los años de estudio.

En esta investigación presentaremos varios modelos que nos permitan obtener resultados más específicos, donde si bien todos corresponden a ecuaciones estimadas a través de MCO se incluyen distintas variables. Tal como mencionamos antes, el primer modelo corresponde a una ecuación simple de una variable explicativa, que nos permitirá encontrar la elasticidad intergeneracional de ingresos.

La primera ecuación a estimar incluye el ingreso de los hijos y el de los padres, entregándonos el valor de elasticidad en el parámetro β_1 .

$$\ln y_{h_{ict}} = \alpha_{ijc} + \beta_1 \ln y_{p_{ict}} + \varepsilon_i \quad (3)$$

Luego, estimamos una segunda ecuación, donde se agrega la edad del hijo para controlar por el efecto edad mencionado anteriormente.

$$\ln y_{h_{ict}} = \alpha_{ijc} + \beta_1 \ln y_{p_{ict}} + \beta_2 \text{edad_hijo} + \varepsilon_i \quad (4)$$

En la ecuación (4), el parámetro β_1 sigue capturando la elasticidad ingreso del hijo con respecto al ingreso del padre.

Ahora, para hacer un mayor control por efecto edad es que a la ecuación (4) le agregamos una variable interactiva entre la edad del hijo y el ingreso del padre.

Tenemos entonces:

$$\ln y_{h_{ict}} = \alpha_{ijc} + \beta_1 \ln y_{p_{ict}} + \beta_2 \text{edad_hijo} + \beta_3 \ln y_{p_{ict}} * \text{edad_hijo} + \varepsilon_i \quad (5)$$

Así, el efecto total de los ingresos se observa en los parámetros β_1 y β_3 , con edad hijo tomando un valor de 25 años, al ser esta la edad promedio de los jóvenes en estudio a lo largo de los años. Incluimos una variable que interactúe con la edad del hijo debido a la necesidad de controlar por efectos del ciclo de vida, donde se sabe que la elasticidad intergeneracional en los más jóvenes es especialmente más baja, de acuerdo a Solon (2006).

Para poder analizar el efecto que han tenido distintas políticas públicas, como salud o educación, en el posterior desempeño de los jóvenes es que necesitamos controlar por el cohorte de nacimiento al cual pertenece el individuo. Así, podremos ver dentro de una misma encuesta si existen cambios

de acuerdo al año de nacimiento, lo que determina, por ejemplo, el año de ingreso al colegio, lo que puede cambiar la realidad a la que se enfrentó este joven cuando niño. Entonces, en la siguiente ecuación incluimos otra variable interactiva:

$$\ln y_{hict} = \alpha_{ijc} + \beta_1 \ln y_{p_{ict}} + \beta_2 \text{edad}_{hijo} + \beta_3 \ln y_{p_{ict}} * \text{edad}_{hijo} + \beta_4 \ln y_{p_{ict}} * c_{hijo} + \varepsilon_i \quad (6)$$

Donde los parámetros β_1 , β_3 y β_4 nos entregan el efecto total de la movilidad intergeneracional. Al igual que en las ecuaciones anteriores, la edad_{hijo} es igual a 25 y el cohorte que usamos corresponde a 1950, el cual escogimos arbitrariamente.

Finalmente, incluimos una variable interactiva similar a la anterior, pero ahora usamos el cohorte del hijo en su forma cuadrática. Con esto buscamos determinar el comportamiento de la variable para ver si existe algún quiebre en el tiempo, un punto máximo o mínimo que en el futuro nos haga discutir posibles políticas que generaron tal efecto. La ecuación es de la siguiente manera:

$$\ln y_{hict} = \alpha_{ijc} + \beta_1 \ln y_{p_{ict}} + \beta_2 \text{edad}_{hijo} + \beta_3 \ln y_{p_{ict}} * \text{edad}_{hijo} + \beta_4 \ln y_{p_{ict}} * c_{hijo} + \beta_5 \ln y_{p_{ict}} * c_{hijo}^2 + \varepsilon_i \quad (7)$$

En este caso, de igual forma que los anteriores, son los parámetros β_1 , β_3 , β_4 y β_5 los que nos entregarán el efecto final de los ingresos de los padres en los ingresos de sus hijos.

Como lo que buscamos determinar es este efecto final y dada las condiciones de los datos, es que consideramos como objeto de estudio sólo a aquellos hijos que viven con sus padres. Sin embargo, esto puede traernos complicaciones econométricas asociadas a sesgo de selección al trabajar con un grupo específico de individuos. Es por esto que aplicamos una corrección con modelo de Heckman para resolver dicho problema, analizando ciertas variables que creemos pueden influir en la decisión de vivir con los padres. Para esto, mantenemos la estimación de las ecuaciones descritas en los párrafos anteriores, agregándole una ecuación de selección de la forma:

$$Residente_i = \alpha_i + \beta_1 IP_i + \beta_2 FFAA_i + \beta_3 año_t + \beta_4 edad_i + \epsilon_i \quad (8)$$

Donde la variable dependiente *residente* toma valor 1 cuando el individuo *i* vive en el mismo hogar con su padre y las variables explicativas *IP* y *FFAA* indican si el individuo trabaja en una institución pública y si pertenece a las fuerzas armadas, respectivamente; se añaden además los controles de edad del individuo y año de la encuesta. El objetivo es incluir factores que afecten la decisión de vivir con los padres, para asegurarnos de no dejar fuera de la muestra a individuos que nos aporten a nuestro análisis y que de cierta manera se estén autoseleccionando como co-residentes.

Con las ecuaciones anteriores podremos cumplir con los objetivos planteados al inicio de esta sección. Regresionaremos las ecuaciones para el total de los datos disponibles, observando una elasticidad intergeneracional de ingresos para todo el período de estudio, y también con las ecuaciones (3), (4) y (5) podremos determinar si existe una tendencia en el tiempo. Dichos resultados los presentamos en la siguiente sección.

Resultados

En la tabla 1 se presenta un resumen de los resultados obtenidos a partir de las ecuaciones regresionadas, tanto las estimadas por MCO como las corregidas por Heckman.

Tabla 1: Resumen resultados de las estimaciones.

	MCO		Heckman	
	Modelo 1	Modelo 5	Modelo 1	Modelo 5
lny_padre	0.459*** (-0.0083)	-0.4666*** (0.1)	0.46*** (0.011)	-0.4478*** (0.13)
edad_hijo		0.009** (0.003)		0.016** (0.006)
lny_padre*edad_hijo		0.031*** (0.003)		0.031*** (0.005)
lny_padre*c		0.012*** (0.002)		0.012*** (0.002)
lny_padre*c2		-0.0002*** (0.00003)		-0.0002*** (0.00004)
Constante	-0.094*** (0.007)	-0.326*** (0.091)	-0.187*** (0.02)	-0.448*** (0.12)
Ecuación de Selección				
IP=1			0.134*** (0.033)	0.16*** (0.035)
FFAA			-0.392*** (0.075)	-0.388*** (0.076)
año			0.022*** (0.0006)	0.022*** (0.0006)
edad			-0.169*** (-0.005)	-0.167*** (0.015)
R cuadrado	0.3295	0.3502		
R cuadrado ajustado	0.3294	0.3497		
ath_rho			0.16*** (0.03)	-0.133*** (0.07)
ln_sigma			-0.54*** (0.015)	0.57*** (0.01)
Observaciones	6121	6121	20220	20220
rho			0,16	-0.13
Test chi2 rho			20.28	2.83
Valor p rho			0.00	0.0927

Errores estándares robustos entre paréntesis

*** 1% de significancia

** 5% de significancia

*10% de significancia

Para el período completo de estudio, al realizar la estimación por MCO, podemos observar que la elasticidad intergeneracional pura es de 0.46, lo que nos indica que por cada 10 puntos que aumenta el ingreso del padre, el del hijo lo hace en 4,6 puntos. Al incluir controles por edad y por cohorte de nacimiento, el efecto total arroja una elasticidad de 0.57.

Al utilizar los ingresos laborales o corrientes como proxy de los ingresos permanentes, estamos frente a un problema de sesgo derivado de un error de medición. Haider y Solon (2006) argumenta que este sesgo es aún mayor si los ingresos se miden en las primeras etapas del ciclo de vida y que desaparecería al medir los ingresos alrededor de los 35 o 40 años. Sin embargo, la mayoría de los estudios sobre la movilidad intergeneracional, incluido este, ocupan datos de jóvenes de entre 20 y 25 años, modificando los resultados obtenidos reduciendo casi a la mitad la elasticidad intergeneracional de este grupo al compararla con hombres mayores de 35⁴.

En otros resultados, la elasticidad más pequeña se encuentra al realizar la estimación del tercer modelo, con un valor de $\beta_1 + \beta_3 = 0.41$, como se puede observar en la tabla 2.A en los anexos finales. Ahí también se muestra que al agregar el control por cohorte el efecto se hace mayor, lo que implicaría que con el paso del tiempo la movilidad se ha ido reduciendo, poniendo en tela de juicio las distintas políticas sociales que se han desarrollado en el país en los

⁴ Por ejemplo, Reville (1995) estima una elasticidad de 0,25 para jóvenes en sus años veinte y de 0,5 cuando al medirlos a los 30 años.

últimos 50 años. Para esto es más indicado revisar la línea de tendencia a largo plazo, punto que desarrollaremos más adelante.

Si bien una elasticidad intergeneracional de 0.46 no es alta, tampoco es baja. Un informe de la OCDE sobre la movilidad social e intergeneracional reúne datos sobre las elasticidades de distintos países y donde sorprendentemente estamos en el mismo nivel de países como Estados Unidos, Italia y Reino Unido, que presentan elasticidades mayores a 0.4. Sin embargo, nos encontramos lejos de países sabidamente igualitarios como Finlandia o Dinamarca, con elasticidades de 0.17 y 0.15, respectivamente, indicando que solo un 15% de las diferencias en los ingresos de los padres es transmitido a los hijos⁵.

También podemos observar que la variable que representa la forma cuadrática del cohorte de nacimiento es negativa y significativa, lo que nos indica que existe un punto máximo. Encontramos que este punto de quiebre se ubica en el cohorte 1957, coincidiendo con los *sudden stops* en movilidad social presentes en Sapelli (2011) y nos sugiere que los nacidos en ese año enfrentaron alguna política social y/o educacional que cambió la trayectoria de los datos.

Si hacemos un recorrido por la historia de Chile, vemos que en 1965 se realiza la gran reforma educacional del Presidente Eduardo Frei Montalva⁶, es decir justo cuando los nacidos en 1957 se encontraban iniciando su educación

⁵El informe reúne información de Corak (2006) y Jäntti et al (2006).

⁶ Información de Biblioteca Nacional de Santiago.

primaria. Esta reforma contó con una expansión cuantitativa y un mejoramiento cualitativo, lo que puede sugerir que más niños comenzaron a educarse y de mejor manera y que eso fue lo que cambió su trayectoria de ingresos futuro.

Por otra parte, al analizar la existencia de sesgo de selección en la muestra, vemos que los parámetros siguen siendo significativos para la determinación de la elasticidad, que arroja un valor conjunto de 0.5796 para el modelo 5. En el caso de la ecuación de selección observamos que las variables que intuíamos tenían influencia en la decisión de co-residir, efectivamente la tienen. Vemos que tanto trabajar en una institución pública como pertenecer a las fuerzas armadas tienen significancia. Sin embargo, aun cuando la variable *FFAA* presenta el signo negativo que esperábamos, ya que es requisito del ejército no vivir con los padres una vez terminada la etapa de formación, la variable *IP* no se comporta según nuestra intuición. Para dicha variable esperaríamos que al tomar valor 1, se redujera la probabilidad de vivir con los padres, dado que los empleos públicos tienden a ser más estables y seguros que los privados. Sería interesante ahondar más en este punto en investigaciones futuras, por ahora nos quedaremos sólo con lo observado.

En el análisis de la presencia de sesgo de selección, vemos que valor de rho no es significativo ya que el valor p del test aplicado se rechaza. Esto nos indica, entonces, que podemos asegurar la no existencia de sesgo de selección en la muestra utilizada, en ninguno de los 5 modelos estimados, lo que nos permite

aceptar los resultados obtenidos mediante el modelo MCO como válidos y realizar conclusiones verídicas a partir de ellos.

Ahora analizamos la existencia de una tendencia en el largo plazo. Para esto, utilizamos el primer modelo y lo aplicamos en todas las encuestas disponibles, regresionando por cohortes. Como lo indicamos más arriba, queremos contar con al menos 3 observaciones por individuo, razón por la que la tendencia la obtendremos para el período 1930 a 1988. No olvidemos que esto está siendo analizado hasta el año 2013, pero con individuos que ese año tenían mínimo 25 años, para poder identificar el efecto buscado. Aclarado este punto, los resultados muestran que existe una leve tendencia a la baja, como se observa en el gráfico 1 a continuación:

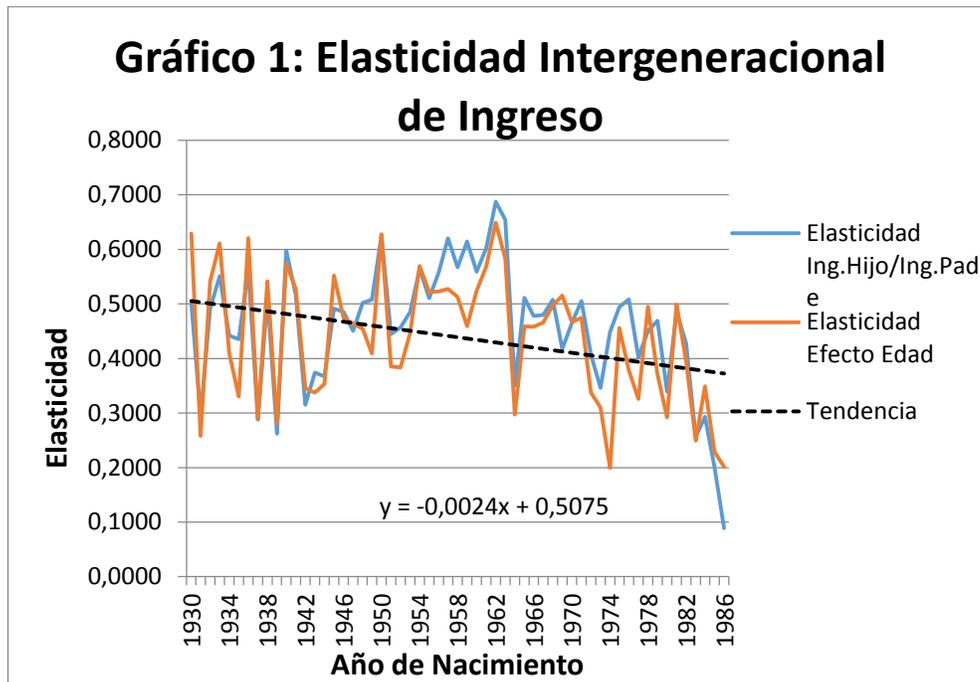


Gráfico 1. Tendencia de Elasticidad Intergeneracional de Ingresos para período 1930-1980.

La línea azul indica el valor del parámetro β_1 para cada cohorte de estudio y se observa una disminución importante en últimos años, lo que podríamos asociar al hecho que para ese último año contamos con menos datos por individuo, contaminando la regresión, más que asociarlo a una mejora significativa en la dependencia de ingresos entre padres e hijos. Asimismo, la línea naranja representa el efecto de la elasticidad combinado con la edad del hijo, donde tomamos como valor representativo los 25 años, dado que es la edad promedio de los hijos para todas las encuestas. Podemos observar que existe una tendencia de largo plazo y a la baja, lo que nos sugiere que con el tiempo la elasticidad intergeneracional ha ido disminuyendo, reduciéndose el impacto o

influencia de los ingresos de un padre en los ingresos de su hijo, lo que sin duda es positivo. Es directo concluir esto, ya que según la ecuación de tendencia vemos que cada 10 años la elasticidad se reduce en 0,48 puntos porcentuales, lo que significa que pasa aproximadamente de 0,55 a 0,5 en una década, en promedio.

Si hacemos la tendencia considerando mínimo 7 observaciones por individuos, esta es aún menor lo que nos sugiere que nuestros datos pueden presentar problemas de medición, al utilizar solo tres datos por hijo, como mencionamos en párrafos anteriores.

Conclusiones

El estudio de la movilidad social en Chile está cada vez más presente y nos permite entender mejor la realidad de la sociedad chilena. Si bien no existe una relación directa demostrada entre la desigualdad y la movilidad intergeneracional de ingresos, sí podemos concluir que sus comportamientos en el tiempo no son tan distintos.

En un país con gran desigualdad, los resultados obtenidos en este trabajo vienen a empeorar un poco el panorama. Con los datos extraídos de las 57 Encuestas de Ocupación y Desocupación del Gran Santiago que nos permitieron obtener los ingresos de individuos nacidos entre 1930 y 1988, podemos concluir que sí existe una tendencia a la baja y que esta es pequeña en magnitud.

Los resultados nos sugieren que cada 10 años, la elasticidad intergeneracional de ingresos cae en 0.48 puntos, es decir, de 0.55 baja a 0.5 en una década. Al realizar la estimación para toda la muestra disponible, dicha elasticidad toma un valor de 0.46, lo que sugiere una alta importancia de la condición socioeconómica de los padres para su descendencia, por lo menos en los primeros años de trabajo. Al efectuar controles por la edad del hijo y cohortes de nacimiento, este número alcanza el valor de 0.57, lo que es aún peor: al eliminar los efectos del ciclo de vida, el panorama no cambia.

Lo anterior puede explicar en cierta medida los altos niveles de desigualdad, los que podríamos traducir en una desigualdad que va más allá de los ingresos y que tiene que ver con las oportunidades. Este resultado nos dice que es muy importante las condiciones de vida que enfrente el padre para determinar el desempeño y remuneración que tendrá el hijo, lo que es por lo menos preocupante: no todos los padres juegan en la misma cancha y es probable que sus hijos tampoco logren “cambiarse de cancha”.

Así lo señala Corak (2013), donde hace referencia a la *Gran Curva de Gatsby* de Alan Krueger que indica que países con mayor desigualdad de ingresos tienen también a ser países donde las ventajas y desventajas económicas de los padres se traspasan en mayor proporción a los hijos. La desigualdad reduce la movilidad porque modela las oportunidades, afirma Corak, cambiando los incentivos y las instituciones que forman, desarrollan y transmiten las habilidades y herramientas que son valoradas en el mercado laboral. Entonces, la movilidad intergeneracional de ingresos y la desigualdad evolucionan conjuntamente, existiendo bajos niveles de movilidad no podemos esperar bajas en la desigualdad de ingresos.

Esta investigación deja una puerta abierta para otras investigaciones futuras, que ayuden a profundizar en el conocimiento de la materia y así generar propuestas que apunten a corregir estos problemas. Aquí no realizamos análisis diferenciados ni por sexo ni por condición socioeconómica, lo que sin duda

puede aclarar más el cuadro. Sería también interesante comparar esta tendencia de largo plazo obtenida para la elasticidad intergeneracional con una tendencia de la movilidad en educación, como también realizar un empalme con las distintas políticas públicas llevadas a cabo tanto en el ámbito social como en el político, para determinar cuáles son las reformas que han tenido impacto en esta área y cuáles debieran mejorarse.

Referencias

Becker, G. y N. Tomes (1979), "An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility", *Journal of Political Economy* 87(6), pp. 1153-1189.

Bourguignon, F., F. Ferreira y M. Menéndez, "Inequality of Outcomes, Inequality of Opportunities and Intergenerational Educational Mobility in Brazil". Washington DC: The World Bank, 2003.

Corak, M. (2013). "Income inequality, equality of opportunity, and intergenerational mobility" *The Journal of Economic Perspectives*, 79-102.

D'Addio, A., "Intergenerational Transmission of Disadvantage: Mobility or Immobility across Generations? A Review of the Evidence for the OECD Countries", OECD Social, Employment and Migration Working Papers N°52, 2007.

Dunn, C., "Intergenerational Transmission of Lifetime Earnings: New Evidence from Brazil", *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy (Contributions)* 7(2), 2007.

Heckman, J., "Sample Selection Bias as Specification Error", *Econometrica* 47 (1) pp. 153-161, 1979.

Heider, S. y G. Solon, "Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings", *American Economic Review* 96(4), 1308-1320, 2006.

Krueger, A., (2012), "The rise and consequences of inequality", Presentación para el Centro de Progreso Americano, 12 de enero de 2012.

Lee, C. y G. Solon, "Trends in Intergenerational Income Mobility", *NBER Working Paper* 12007, 2006.

Leiva, P., Saavedra, X. y Muñoz, M., (2012), “Estadísticas de la educación 2012”, Centro de Estudios MINEDUC, División de Planificación y Presupuesto, Ministerio de Educación de Chile.

Morales, O., (s.a) “La Reforma Educacional de 1965, Estudio de sus Fundamentos desde la Perspectiva de la Política Educacional”. Universidad de Talca.

Nuñez, J. y L. Miranda (2007), “Recent findings on intergenerational income and educational mobility in Chile”, Documentos de Trabajo 244, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Nuñez, J. y L. Miranda (2011), “Intergenerational Income and Educational mobility in Urban Chile”, Estudios de Economía, Vol.38-Nº1, pp.195-221.

Nuñez, J. y A. Tartakowsky (2010) “The relationship between income inequality and inequality of opportunities in a high-inequality country: the case of Chile” *Applied Economic Letters* 00, pp. 1-11.

Pey, R., Durán F. y P. Jorquera (2012) “Informe para la toma de decisiones sobre Duración de las carreras de pregrado en el CRUCH”. Consejo de Rectores de las Universidades Chilenas, p. 14.

Reville, R.,(1995), “Intertemporal and life cycle variation in measured intergenerational earnings mobility”, *Unpublished*, RAND.

Sapelli, C., (2011), “Sudden Stops in social mobility: Intergenerational mobility in Chile”, Documentos de trabajo 400, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Sen, A., (2000) “Capítulo 4, La Pobreza como privación de capacidades”, en Desarrollo y Libertad. Editorial Planeta S.A., Buenos Aires, pp. 114-141.

Solon, G. (1992), “Intergenerational income mobility in the United States”, *American Economic Review* 82(3), pp. 393-408.

Solon, G. (2002), "Cross-country differences in intergenerational earnings mobility", *Journal of Economic Perspectives* 16(3), pp. 59-66.

Solon, G. (2004), "A model of intergenerational mobility variation over time and place", in Miles Corak (editor), *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge University Press, Cambridge.

Zimmerman, D. (1992), "Regression toward mediocrity in economic stature", *American Economic Review* 82(3), pp. 409-429.

Anexos

Gráfico 1.A: Tasa de Co Residencia entre padres e hijos, por tramo etario y período de encuesta.

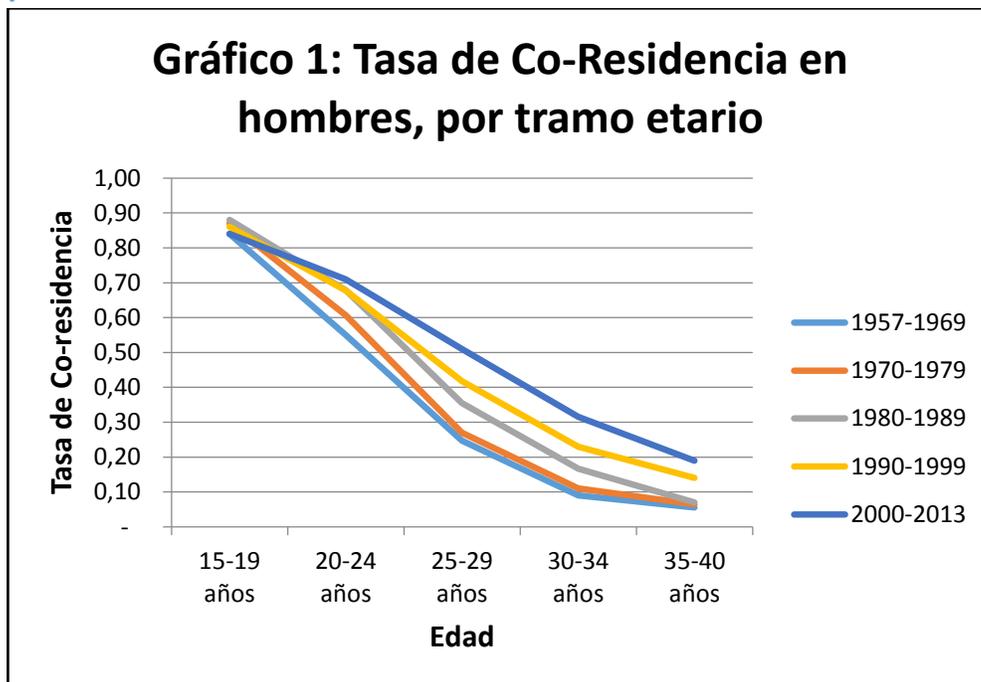


Gráfico 2.A: Tasa de Participación Laboral en Hombres, por tramo etario y período de encuesta.

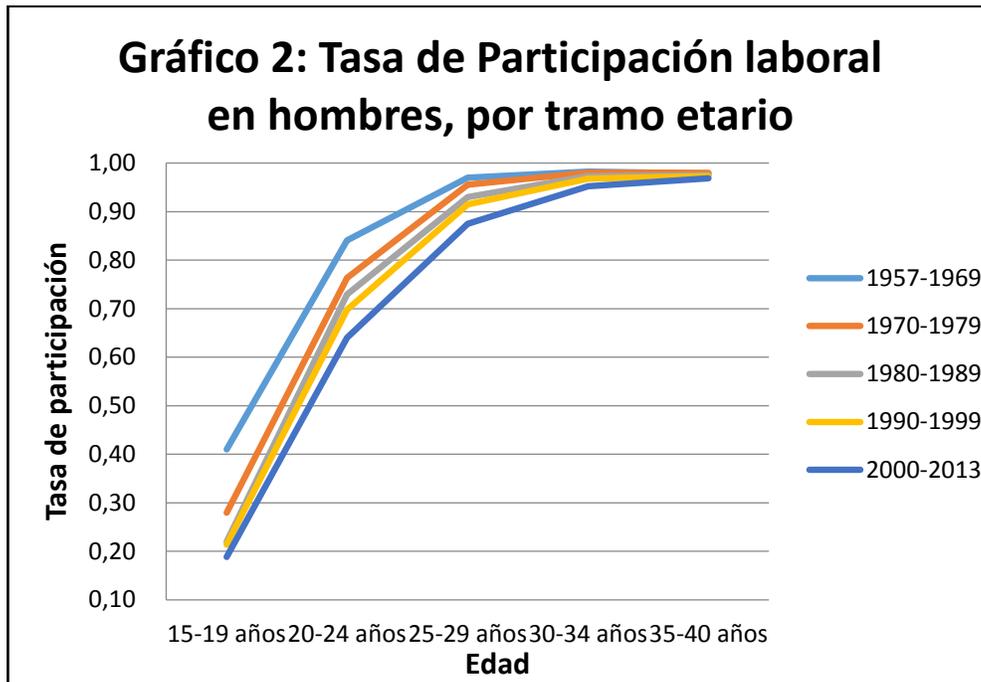


Tabla 1. A: Determinación de observaciones por individuo: Cruce entre años de encuesta y cohorte de nacimiento.

		Año Encuesta														
		1957	1960	1966	1972	1975	1981	1984	1987	1990	1996	1999	2002	2008	2011	2013
Cohorte de nacimiento	1930	27	30	36	42	45	51	54	57	60	66	69	72	78	81	83
	1934	23	26	32	38	41	47	50	53	56	62	65	68	74	77	79
	1937	20	23	29	35	38	44	47	50	53	59	62	65	71	74	76
	1940	17	20	26	32	35	41	44	47	50	56	59	62	68	71	73
	1943	14	17	23	29	32	38	41	44	47	53	56	59	65	68	70
	1946	11	14	20	26	29	35	38	41	44	50	53	56	62	65	67
	1949	8	11	17	23	26	32	35	38	41	47	50	53	59	62	64
	1952	5	8	14	20	23	29	32	35	38	44	47	50	56	59	61
	1955	2	5	11	17	20	26	29	32	35	41	44	47	53	56	58
	1958	-	2	8	14	17	23	26	29	32	38	41	44	50	53	55
	1961	-	-	5	11	14	20	23	26	29	35	38	41	47	50	52
	1964	-	-	2	8	11	17	20	23	26	32	35	38	44	47	49
	1967	-	-	-	5	8	14	17	20	23	29	32	35	41	44	46
	1970	-	-	-	2	5	11	14	17	20	26	29	32	38	41	43
	1973	-	-	-	-	2	8	11	14	17	23	26	29	35	38	40
	1976	-	-	-	-	-	5	8	11	14	20	23	26	32	35	37
	1979	-	-	-	-	-	2	5	8	11	17	20	23	29	32	34
	1982	-	-	-	-	-	-	2	5	8	14	17	20	26	29	31
	1988	-	-	-	-	-	-	-	-	2	8	11	14	20	23	25

Tabla 2. A: Resultados Estimaciones por MCO

	MCO				
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
lny_padre	0.459*** (-0.0083)	0.4621*** (0.008)	-0.4282*** (0.098)	-0.3249*** (0.1)	-0.4666*** (0.1)
edad_hijo		0.019*** (0.003)	0.009*** (0.003)	0.009** (0.003)	0.009** (0.003)
lny_padre*edad_hijo			0.033*** (0.0037)	0.034*** (0.003)	0.031*** (0.003)
lny_padre*c				-0.003*** (0.0005)	0.012*** (0.002)
lny_padre*c2					-0.0002*** (0.00003)
Constante	-0.094*** (0.007)	-0.611*** (0.087)	-0.343*** (0.091)	-0.335*** (0.091)	-0.326*** (0.091)
R cuadrado	0.3295	0.3333	0.3421	0.3456	0.3502
R cuadrado ajustado	0.3294	0.3331	0.3418	0.3451	0.3497
Observaciones	6121	6121	6121	6121	6121

Errores estándares robustos entre paréntesis

*** 1% de significancia

** 5% de significancia

*10% de significancia

Tabla 3.A: Resultados Estimación Método Heckman

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
lny_padre	0.46*** (0.011)	0.4621*** (0.011)	-0.4287*** (0.13)	-0.3062*** (0.1)	-0.4478*** (0.13)
edad_hijo		0.018*** (0.004)	0.008** (0.004)	0.017*** (0.006)	0.016** (0.006)
lny_padre*edad_hijo			0.033*** (0.0051)	0.034*** (0.005)	0.031*** (0.005)
lny_padre*c				-0.003*** (0.0008)	0.012*** (0.002)
lny_padre*c2					-0.0002*** (0.00004)
Constante	-0.187*** (0.02)	-0.595*** (0.10)	-0.321*** (0.1)	-0.45*** (0.12)	-0.448*** (0.12)
Selección					
IP	0.134*** (0.033)	0.147*** (0.034)	0.147*** (0.034)	0.159*** (0.035)	0.16*** (0.035)
FFAA	-0.392*** (0.075)	-0.391*** (0.075)	-0.391*** (0.076)	-0.387*** (0.076)	-0.388*** (0.076)
año	0.022*** (0.0006)	0.022*** (0.0006)	0.022*** (0.0006)	0.022*** (0.0006)	0.022*** (0.0006)
edad	-0.169*** -0,005	-0.168*** -0,005	-0.168*** -0,005	-0.167*** (0.005)	-0.167*** (0.015)
R cuadrado					
R cuadrado ajustado					
ath_rho	0.16*** (0.03)	0.017*** (0.05)	0.022 (0.05)	0.131* (0.07)	-0,133 (0.07)
ln_sigma	-0.54*** (0.015)	-0.55*** (0.015)	-0.56*** (0.014)	-0.55*** (0.008)	0.57*** (0.01)
Observaciones	20220	20220	20220	20220	20220
rho	0.16	0.017	0.022	-0.13	-0.13
Test chi2 rho	20.28	0.12	0.20	2.76	2.83
Valor p rho	0.00	0.73	0.65	0.0969	0.0927

Errores estándares robustos entre paréntesis

*** 1% de significancia

** 5% de significancia

*10% de significancia

Gráfico 3.A: Tendencia de Elasticidad Intergeneracional para período 1934-1983, 7 observaciones por individuo

