



FACULTAD DE ECONOMÍA Y NEGOCIOS  
ESCUELA DE INGENIERÍA COMERCIAL

# **APROXIMACIÓN A LA MOVILIDAD INTERGENERACIONAL DEL INGRESO EN CHILE, 2002-2012**

TESIS DE PREGRADO

ESTUDIANTE: MATÍAS HERRERA VALENZUELA

PROFESOR GUÍA: RODRIGO SAENS NAVARRETE

5 DE DICIEMBRE, 2016



**APROXIMACIÓN A LA MOVILIDAD INTERGENERACIONAL  
DEL INGRESO EN CHILE, 2002-2012**

RODRIGO SAENS NAVARRETE

MATÍAS HERRERA VALENZUELA

*Dedicado a l@s trabajadores,  
quienes hacen **latir** la economía.*

*Con especial agradecimiento a  
Felipe Campusano, Cristian Carroza y José Bernal,  
y a mis compañerxs del Colectivo Crecer,  
quienes siempre fueron un soporte esencial.*

## **CONTENIDO**

Abstract .....	v
1.Introducción: .....	1
2.Objetivos .....	5
2.1. Objetivo General:.....	5
2.2. Objetivos Específicos: .....	5
3.Marco Teórico.....	6
4.Hipótesis .....	13
5.Metodología .....	14
6.Resultados .....	17
7.Conclusión .....	27
8.Discusión, Limitantes y Comentarios .....	28
Referencias.....	31
ANEXOS .....	33
Anexo 1 – Resultados de Regresión Log-Lineal OLS .....	33
Anexo 2 – Resultados ocupando VI2M .....	38
Anexo 3 – Prueba T-Student: OLS v. VI2M.....	42
Anexo 4 – Pruebas T: Saens y Herrera 2016 v. Núñez y Risco 2010; Saens y Herrera 2016 v. Celhay, Sanhueza y Zubizarreta, 2010. ....	43

## Índice de Figuras y Tablas

1. Fig. 1: Distribución de Nacimiento de la Muestra.....	17
2. Fig. 2: Distribución del Grupo Socioeconómico de la Muestra.....	18
3. Fig. 3: Distribución del Nivel Educativo de los Padres .....	18
4. Fig. 4: Condición Socioeconómica del Hogar de Origen .....	19
5. Fig. 5: Frecuencia de Ingresos Paternos.....	20
6. Fig. 6: Tabla de Contingencia de Quintiles.....	20
7. Fig. 7: Resultados de EMII por OLS .....	21
8. Fig. 8: Resultados de EMII por VI2M .....	22
9. Fig. 9: Tabla de EMII internacionales.....	23
10. Fig. 10: Comparación de EMII con índices de desigualdad .....	24
11. Fig. 11: Gráfico de Índice de GINI v. EMII .....	25
12. Fig. 12: Gráfico de Razón 20:20 v. EMII .....	26
13. Fig. 12: Gráfico de Índice de Palma v. EMII .....	26

## **ABSTRACT**

El presente trabajo se plantea ser un aporte al debate sobre la desigualdad social en Chile, específicamente indagando en el grado de movilidad intergeneracional de los ingresos. En base a la bibliografía revisada, se propone un modelo log-lineal de movilidad intergeneracional del ingreso en el cual se toma como la principal variable independiente a los ingresos de los padres como determinante del ingreso de los hijos(as) en edad adulta, lo cual nos entrega de forma directa la elasticidad entre los ingresos del padre y su hijo(a). Se discute de cuáles son los obstáculos y desafíos de calcular la movilidad intergeneracional del ingreso con los datos disponibles en Chile, y cuál es la propuesta ya desarrollada por Nuñez y Risco (2004) y Celhay, Sanhueza y Zubizarreta (2010) en Chile.

Una vez revisada las propuestas y tomando en cuenta sus limitantes, se propone sigue la metodología de Nuñez y Risco (2004) ocupando la Encuesta de Protección Social 2002-2012, para comparar los resultados con los ya calculados en Chile y otras partes del mundo. Por último, se propone comparar esta medición de desigualdad con los índices más utilizados, como el coeficiente de GINI, la razón 20:20 y el coeficiente de Palma, para ver el grado de coincidencia entre ellos como indicadores de desigualdad. Los resultados obtenidos por este estudio arrojan una elasticidad de la movilidad intergeneracional del ingreso entre 0,457 y 0,556, lo cual es bastante alto en comparación internacional.

## **1. INTRODUCCIÓN:**

Desde que en Chile se realizó una reforma Bancaria en 1982, y desde que volvió a una institucionalidad democrática en 1990, se puede hablar de un “milagro Chileno”, en el cual se puede identificar un crecimiento económico fuerte y sostenido en el tiempo. Tras una apertura económica, el giro hacia una progresiva mercantilización de la sociedad hizo que muchos inversionistas vieran a Chile como un lugar atractivo para realizar negocios, lo cual llevó a activar la economía y explorar nuevos mercados. Este crecimiento constante transformó a Chile en uno de los países líderes en Latinoamérica, logrando grandes avances materiales para toda la población.

No obstante, el crecimiento económico del país no necesariamente ha significado haber dejado atrás problemas históricos, como lo serían la desigualdad económica y la desigualdad de oportunidades. Si bien hoy en día en Chile difícilmente se sufre de hambruna, analfabetismo y falta de hogar, al inspeccionar bajo una visión relativa de los ingresos y posibilidades de consumo, las desigualdades del país se han mantenido igual que hace 50 años atrás, si es que no han empeorado (Redondo, 2015). Actualmente Chile mantiene su posición como uno de los países con mayor desigualdad a nivel mundial (Banco Mundial, 2013). Esto se ha transformado en un tema de interés incluso para la OCDE y el Banco Mundial, ya que al generar un ambiente socialmente tenso se puede verse afectado no solo el bienestar general, sino que las condiciones necesarias para un desarrollo económico.

Es por esto que se hace necesario investigar sobre desigualdad de los países, pero más allá de realizar una radiografía descriptiva de las diferencias entre distintos sectores de la población, es urgente empezar a indagar en la dinámica de las economías que generan estas desigualdades. Pues, estudiando los principales causantes de la desigualdad, es que se podrán proponer políticas y relaciones de producción que empiecen a desarrollar el pleno potencial humano que tiene la sociedad.

¿Pero por dónde empezar? Primero, hay que tomar en cuenta que quienes realizaron el giro político, legal, económico y social del país tenían en mente una idea específica de lo que ellos consideraban como propio de una sociedad justa. Tomando sus principios desde la óptica neoliberal, significó para ellos aspirar al surgimiento de igualdad de oportunidades como base de una sociedad funcional y armónica, en la cual todos y todas tienen la posibilidad de enfrentar al mundo y llegar al lugar que merecen



en función a su esfuerzo y logros. En otras palabras, debe existir una cierta movilidad social al interior de la sociedad.

Por otra parte, existe una amplia literatura crítica que declara al libre mercado de, contrario a generar oportunidades, tender hacia la concentración de las riquezas, lo que en otras palabras sería tender hacia la inmovilidad social de los individuos. Autores como Piketty (*Capital en el Siglo XXI*, 2013) hablan de la acumulación de las riquezas al no ser re-distribuidas a pesar del constante crecimiento económico, mientras que autores clásicos como Marx (*El Capital*, 1867) hablan directamente de la economía de mercado como la imposición de una clase social sobre otras en base a relaciones mercantiles. Hoy en día la preocupación por la desigualdad ha llevado a instituciones internacionales como el Banco Mundial, la ONU y la CEPAL a establecer mediciones de desigualdad como el índice de GINI, la razón 20:20 o incluso el índice de Palma con tal de medir la distribución de las riquezas y su impacto en el crecimiento.

El problema es *medir* algo tan complejo e intangible como la movilidad social. ¿Se refiere específicamente a los ingresos? ¿Se refiere a medir una movilidad relativa en el presente (comparando a un individuo con sus pares), o a una movilidad absoluta histórica (comparando a un individuo con sus antepasados)? Es más, la movilidad social, para ser estudiada de forma seria requiere una serie de datos que cubran a generaciones por completas, "en lo ideal de toda la vida." (Björklund & Jäntti, 2008) Y antes que todo, cabe responder la pregunta "¿si es que en Chile existe una movilidad social?" antes de cuestionar y demandar cuáles son los agentes que atribuyen a la movilidad social en sí.

Solo una vez que se calcule qué tan móvil es una economía en específico es que se pueden empezar a generar políticas públicas y privadas, programas de desarrollo social, con tal de generar la buscada movilidad. La cuestión que sigue es ¿cómo se define la movilidad social? ¿Sea a través del ingreso, el nivel socioeconómico, el nivel de estudios, o una mezcla de estos factores? ¿En qué medida se deberían pesar cada uno de éstos si es que se mezclarán?

Sin duda, estas preguntas dan para debatir, en especial si se considera que cada cultura prioriza las diferencias de forma aparentemente arbitraria, lo cual además, hace difícil la comparación entre países. No obstante, con tal de intentar limitar la discusión y simplificar la medición a parámetros comparables es que se ocupará el modelo de movilidad de ingreso intergeneracional (el cual, para efectos de

este trabajo, será lo mismo que movilidad social). Esto significa suponer que solo el ingreso es responsable por describir el nivel socio-económico de las familias, lo cual no dista mucho de la realidad en países con alta desigualdad y una economía de libre mercado. El modelo mide "qué tanta diferencia hay entre los ingresos del padre y los ingresos del hijo en una etapa determinada de la vida" (Solon, 2002), a través de una regresión lineal-logarítmica. Así, se asegurará una coherencia científica, ya que así el ingreso de un hijo con respecto al ingreso de su padre es una medición de síntesis relativa, lo cual hace posible la comparación entre distintos países. Además, ocupando este modelo podríamos obtener la elasticidad de la movilidad de ingresos intergeneracional, la cual ejemplifica qué tanto peso tiene el ingreso de una familia sobre el ingreso de los hijos.

Lo que sí requiere esta propuesta es una amplia muestra de datos longitudinales para describir el nivel de movilidad social. Este es un problema que se ha atacado por una multitud de formas, por lo que es una discusión que se dará más adelante y cómo se resolverá en específico para nuestro caso. En el caso del cálculo de la movilidad intergeneracional del ingreso en Chile, se ocupó una modificación de las Encuestas Protección Social del 2002 al 2012, facilitadas por la Subsecretaría de Prevención Social, con tal de ampliar el estudio ya llevado a cabo por Núñez y Risco (2004).

Ahora viendo el caso específico de Chile, según los resultados del trabajo realizado por Nuñez y Risco (2004) y Celhey, Sanhueza y Zubizarreta (2010), la conclusión que se debería esperar no se ve muy alentadora. Según ellos, la elasticidad de la movilidad intergeneracional del ingreso tiene un valor entre 0,502 (Celhay, Sanhueza, & Zubizarreta, *Intergenerational mobility of income and schooling: Chile 1996-2006*, 2010) y 0,58 (Núñez y Risco, 2004), lo cual significa que los ingresos de los padres tienen una alta participación en la definición del ingreso de sus hijos. Una forma de interpretar los resultados es que "por cada peso que ganaba el Padre, el hijo recibirá entre 0,502 y 0,58 como parte de su sueldo base." Esto nos llevaría a pensar que en Chile no hay mucha movilidad social, lo cual podría ser la explicación de las constantes tasas de desigualdad, a pesar de nuestro abrumante crecimiento en los últimos 30 años.

Pero estas mediciones se caracterizan por tener muestras pequeñas, no más de 600 datos por medición, con extrapolaciones de datos longitudinales limitados. En la actualidad, los sujetos originales podrán haber cambiado de ingreso, e incluso, no se

toma en cuenta las tasas de crecimiento de ingresos para aquellos proveniente de distintos estratos sociales, asumiendo que hay una igualdad de oportunidades al entrar al mercado laboral, pero que el capital humano y los contactos familiares explican las diferencias en el largo plazo (Bladen, 2013). Por lo anterior, nace la necesidad de actualizar y recalcular las elasticidades con nuevos y más datos para ver si sigue la misma tendencia.

Tras de la justificación y una pequeña reseña de la literatura que se encuentra, pasaremos a explicar los desafíos técnicos, las conclusiones de varios autores y la propuesta de trabajo en el Marco Teórico. Luego, según esto se trazará la Hipótesis del trabajo y los Objetivos de Estudio. En seguida, se especificará qué bases de datos se ocuparon y cómo se llegaron a definir en la Metodología. Una vez calculado los datos, se pasará a los Resultados y Análisis, dónde se ejemplificará las diferencias por "generación". Por último, como parte de una larga trayectoria que se debería impartir por los economistas en Chile, se presentan una sección de Discusión y Desafíos Pendientes acerca de la movilidad intergeneracional de ingresos y la desigualdad en Chile, comprando los cálculos de ésta investigación con otros índices de desigualdad como los son el índice de GINI, la razón 20:20 y el índice de Palma.

## **2. OBJETIVOS**

### **2.1. OBJETIVO GENERAL:**

- Determinar la movilidad intergeneracional del ingreso para Chile entre los años 2002 y 2012.

### **2.2. OBJETIVOS ESPECÍFICOS:**

- Definir un modelo que explicita las variables determinantes de movilidad intergeneracional social en Chile entre los años 2002 y 2012.
- Determinar el grado de movilidad intergeneracional del ingreso como aproximación a la movilidad intergeneracional social entre los años 2002 y 2012.
- Comparar el grado de movilidad intergeneracional del ingreso de Chile entre los años 2002 y 2012 con otros países a nivel mundial entre los mismos años y según otros índices de desigualdad.

### 3. MARCO TEÓRICO

Cuando nos referimos a la movilidad social, nos referimos a la capacidad existente de un individuo en la sociedad de moverse entre un estrato social y otro según el desempeño y talento de los individuos (Bladen, 2013). Ahora, en cuanto a la transferencia de movilidad social, la literatura llega al consenso que no es tan simple como medir el ingreso de los padres e hijos, dado que existe una serie de factores difíciles de calcular, como lo sería la cultura familiar, el nivel educacional, las aspiraciones, etc. (Björklund & Jäntti, 2008). Sin embargo, "La transmisión de estrato social intergeneracional muchas veces [es] medida como 'persistencia de salario o ingresos'" (Causa & Johansson, 2010). Así, nace la necesidad de proponer un modelo que tome en cuenta los ingresos de los padres versus el de los hijos, y vea qué tanto peso estadístico tiene uno sobre el otro. Además, a diferencia de otros países en que se han realizado estos cálculos, Chile aún mantiene una composición demográfica relativamente homogénea en cuanto a su composición étnica, cultural y religiosa.

Como se había presentado en la Introducción, se ocupará la movilidad intergeneracional del ingreso como la medida más objetiva y simple de calcular correspondiente a la movilidad social. El inicio de la movilidad intergeneracional del ingreso como cálculo parte por Becker y Tomes (An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility, 1979) quienes proponen medir la dependencia del ingreso de un hijo sobre los ingresos de un padre. Para esto propone una primera regresión lineal simple:

$$Y_h = \beta \cdot Y_p + \alpha \cdot A_i \quad (1)$$

Dónde  $Y_h$  sería el ingreso permanente (o total histórico) del hijo,  $Y_p$  el ingreso del permanente padre,  $\beta$  vendría a ser la elasticidad intergeneracional del ingreso siendo un efecto causal positivo (Núñez & Risco, 2004). Mientras que  $A_i$  corresponde a todos los otros aspectos difíciles de cuantificar como la habilidad personal, la transferencia cultural, capital humano, entre otros, y  $\alpha$  a la elasticidad de los atributos personales del hijo con respecto a su ingreso. La idea central de este modelo es diferenciar los efectos privados (familiares) y públicos (sociales) en el resultado final del ingreso de un individuo, intentando aproximarse al impacto real de diversas políticas impulsados por un Gobierno en cuestión.

Luego, Solon (1992) propone el modelo de movilidad intergeneracional del ingreso que más se ocupa en la literatura, por su facilidad de aplicación e interpretación. Éste está dado por la ecuación:

$$\ln Y_{n,i} = \alpha + \beta \ln Y_{f,i} + \varepsilon_{n,i} \quad (2)$$

dónde el ingreso del hijo(a) en edad adulta menos la media de ingresos de la población ( $Y_{n,i}$ ) es explicado por un interceptor base ( $\alpha$ ), la elasticidad de movilidad intergeneracional de ingreso ( $\beta$ ), el ingreso del padre menos la media de su generación ( $Y_{f,i}$ ) más un error propio de la medición ( $\varepsilon_{n,i}$ ) (Causa & Johansson, 2010). Si el interceptor base  $\alpha$  es igual a 0, entonces podemos decir que existe una completa inmovilidad social, ya que el ingreso del niño una vez que sea adulto depende netamente del ingreso de los padres. Por otro lado, si el indicador  $\beta$  es igual a 0, podemos decir que existe una perfecta movilidad social, ya que el ingreso del hijo no estaría afectado en ninguna medida por el ingreso de los padres.

La ventaja de la ecuación (2) es que si existiesen los ingresos de los padres e hijos se podría calcular el interceptor y el multiplicador ocupando mínimos cuadrados ordinarios (OLS por su sigla en inglés). El problema es que difícilmente se encuentran los ingresos permanentes, por lo que se debe llegar a ellos con aproximaciones a largo plazo en base a información puntual o de muy corto plazo. Por esto, Solon propone considerar a la edad del hijo y del padre como variables de apoyo en el cálculo de la evolución histórica (supuestamente ascendente) de los ingresos, más o menos una volatilidad aleatoria según un momento dado:

$$\ln Y_{n,i} = \alpha + \beta \ln Y_{p,i} + \beta_1 a_n + \beta_2 a_n^2 + \beta_3 a_p + \beta_4 a_p^2 + V \quad (3)$$

Se asume que aun cuando la edad puede ayudar a calcular el ingreso en un momento dado, en su totalidad no puede definir en sí el estatus económico de un individuo. Por tanto, no habría correlación entre la edad y los ingresos permanentes. Sin embargo, una regresión del tipo OLS estaría sujeto a una subestimación del parámetro  $\beta$ , ya que sí existiría una correlación proporcional entre la variabilidad del ingreso aleatorio  $V$  y el ingreso en un año dado. Dicho de otro modo:

$$\text{plim}_{n \rightarrow \infty} \beta_{MCO} = \frac{\text{Cov}(Y_{P,i}, Y_{h,i})}{\text{Var}(Y_{P,i}) + \text{Var}(V_{p,i})} = \frac{s_y^2}{s_y^2 + s_v^2} \cdot \beta < \beta \quad (5)$$

Eso sí, para medir efectos intergeneracionales, se hace necesario el acceso a datos longitudinales, de preferencia, datos que tomen en consideración toda la vida económica de generaciones (Bladen, 2013). Estos datos se pueden extrapolar y medir en base a varios métodos propuesto, como “los impuestos a la renta, como lo hacen los países Nórdicos y Canadá” (Bladen, 2013), o los datos de varias muestras longitudinales en EE.UU (la PSID y la *National Longitudinal Survey*) (Lee & Solon, 2009).

Por tanto, otra propuesta ocupada por Bjorklund y Jantti (*Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States, 1997*) es ocupar la metodología de variables instrumentales por dos muestras (VI2M), dónde ocupan a la educación del padre ( $E_i$ ) como una aproximación a su ingreso, y desde ahí obtienen el  $\beta$ , ocupando la ecuación:

$$\beta_{VI2M} = \frac{Cov(Y_{h,i}, E_i)}{Cov(Y_{P,i}, E_i)} \quad (6)$$

Sin embargo, si es así, implícitamente se estaría buscando el  $\beta$  de una regresión con dos variables ( $Y_{p,i}$  e  $E_{p,i}$ ) que afectan sobre el ingreso del hijo, en la cual la variable  $E$  tendría un efecto positivo no solo sobre el ingreso del hijo, sino que además sobre el ingreso mismo del padre, generando un problema de colinealidad, sobre estimando el parámetro  $\beta$ :

$$\begin{aligned} \text{plim}_{n \rightarrow \infty} \beta_{VI2M} &= \frac{Cov(Y_{h,i}, E_i)}{Cov(Y_{P,i}, E_i)} = \frac{Cov([\beta_1 Y_P + \beta_2 E_P + \varepsilon_i], E_i)}{Cov(Y_{P,i}, E_i)} \quad (6) \\ &= \beta_1 + \beta_2 \frac{SE}{\gamma_{Sy}} > \beta_1 \quad (7) \end{aligned}$$

dónde  $\gamma$  mide el efecto de la educación del padre sobre su propio ingreso. (Núñez & Risco, 2004). Por tanto, optamos por ocupar ambos métodos como límites inferiores y superiores de la EMII.

En Chile obtener ingresos permanentes está lejos de ser posible, ya que la información del Servicio de Impuestos Internos se considera como clasificada, mientras que la encuesta Panel CASEN parte solo desde el 1995 hasta el 2006, cambiando su enfoque según las necesidades del Gobierno en turno. Por lo que el trabajo realizado en Chile propone realizar una aproximación a datos de corto-plazo de ingresos dado por el ciclo de vida. (Núñez & Risco, 2004) (Celhay, Sanhueza, &

Zubizarreta, Intergenerational mobility of income and schooling: Chile 1996-2006, 2010) (Suponiendo que un ciclo de vida dado tiene una asignación distinta según el estrato social). (Bladen, 2013) Por suerte, desde el 2002 hasta el 2012, la Subsecretaría de Previsión Social realizó la encuesta longitudinal más amplia y completa en Chile, la cual contiene datos suficientes para los objetivos de este estudio.

Así, como forma de intentar arreglar el desafío que implica estimar una variable longitudinal en base a datos de corto plazo, es que Núñez y Risco (2004) y Celhey, Sanhueza y Zubizarreta (2010) proponen ocupar un modelo modificado al de Solon (2009):

$$\ln Y_{n,i} = \alpha + \beta \ln Y_{p,i} + \beta_1 a_n + \beta_2 a_n^2 + \beta_3 a_p + \beta_4 a_p^2 + \varepsilon_{n,i} \quad (8)$$

dónde  $a_n$  representa la edad del hijo en adultez y  $a_p$  la edad del padre medida, y  $t$  el control del tiempo según el grupo del padre.

Para Celhay, Sanhueza y Zubizarreta (2010), su cálculo del ingreso de los padres y de los hijos en base a 3 mediciones de la encuesta Panel CASEN del 1995, 2001 y 2006. Ellos tomaron en cuenta tres cohortes de hijos, considerando el ingreso de su familia cuando eran hijos, comparándolos con los ingresos de ellos mismos siendo jefes de hogar. En concreto, se estudiaron dos grupos, uno compuesto por individuos que eran hijos en 1995 y se transformaron en jefes de hogar durante el 2001 y mantuvieron eso en el 2006, mientras que otro grupo que eran hijos durante 1995 y el 2001, transformándose en jefe de hogar en el 2006.

Sin embargo, Solon (2002) diría que los métodos ocupados por Celhay, Sanhueza y Zubizarreta (2010) tenderían a subestimar la elasticidad de la movilidad intergeneracional, ya que ocupa a grupos que son hijos y pasan a ser jefes de hogar en un periodo de 10 años, sin haber considerado el hecho para quienes tienen un mayor crecimiento en sus ingresos, debido a su nivel socioeconómico original alto, no serán tomados en cuenta hasta cuando lleguen a una edad más tardía. O sea, calcular la elasticidad de la movilidad intergeneracional del ingreso para recién independizados ignora el hecho que las desigualdades más grandes se producen en edades tardías. Solon (2002) insistiría que se tiende a "subestimar la pendiente de una de una variable dependiente en una estimación de una regresión con error media-revertida". Haciendo surgir la necesidad de repetir el mismo análisis con una amplitud de datos mayor o proponiendo una metodología que se haga cargo de este problema.



A diferencia de lo anterior, Núñez y Risco (2004) proponen aproximarse los ingresos de los padres ocupando solo la información de sus hijos en las Encuesta de Ocupación y Desocupación del Gran Santiago (EOD), que se viene realizando periódicamente desde junio de 1957. Tomando como base la EOD del año 2004, ellos toman los ingresos personales anuales de los individuos entrevistados y los comparan con una estimación de los ingresos de sus padres en base a las respuestas de años de estudio y años potenciales de trabajo de los padres. Para realizar la aproximación anterior, clasifican a 3 grupos etarios de la EOD, en el cual se hace la suposición que los padres invierten en sus hijos especialmente entre los 6 y 18 años. Por tanto, los ingresos anuales de los padres corresponden a 3 periodos de tiempo en la historia Chilena, en cuales los 3 grupos cumplen con la condición de estar entre los 6 y 18 años de edad, siendo los años de referencia de ingresos en 1967, 1977 y 1987, según las EOD de cada año. Así, ellos calculan la EMII ocupando dos métodos, aplicando una regresión de OLS a la ecuación (8) y ocupando el método VI2M. Un problema grande es que sus cálculos solo reflejan la realidad de la Región Metropolitana, haciendo una extrapolación en base a sus cálculos a lo nacional, cosa que para quienes viven en las otras regiones de Chile saben que son condiciones económicas muy distintas.

La encuesta longitudinal con la mayor cantidad de datos en Chile, la Encuesta de Protección Social, se podría aprovechar para ver cómo es que realmente han evolucionado los ingresos en los últimos años. Además, esta encuesta cuenta con entrevistados que viven en todas las regiones de Chile. Al ser una encuesta longitudinal, se puede atacar el obstáculo que significa calcular el ingreso puntual, al tomar un promedio de los ingresos anuales a través de 10 años, disminuyendo los cálculos de errores, como lo propone Solon (2002).

Un desafío que persiste, sea con la metodología de Celhay, Sanhueza y Zubizarreta (2010) o Núñez y Risco (2004) es que en la práctica no existen datos directos de los ingresos entre padres-hijos(as), por lo que el cálculo de la EMII mantendría un mero aspecto de aproximación. No obstante, no debería ser un limitante al momento de calcular, ya que el cálculo es una síntesis de dinámicas económicas no solo con respecto a lo que existe en el momento de calcularlo, como otros índices de desigualdad, sino que además vislumbran dinámicas históricas de un país.

Si bien esta propuesta es una simplificación de la movilidad social, existe una amplia literatura tanto en la psicología, pedagogía, sociología, y economía de cómo

existen varios factores que terminan influyendo en la movilidad social. Desde la cómo se eligen las parejas (Fan & Zhang, 2012) hasta el grado de gasto público en educación (Solon, A model of intergenerational income mobility in time and place, 2004). Por lo que este es solamente el primer paso para ver qué tan desigual es Chile y la dinámica de cómo se desarrolla.

Por último, si es que esta investigación se propone ser un aporte al debate de la desigualdad, se debe comprobar los resultados con otros índices de desigualdad, viendo a la desigualdad como un constructo social. Es por esto que veremos el comportamiento de los cálculos versus el índice de GINI, la razón 20:20 y el índice de Palma, todos parámetros de desigualdad ocupados por instituciones internacionales e inter-gubernamentales.

Por su parte, el índice de GINI es un cálculo empleado por el Banco Mundial cual mide el impacto de la estructura tributaria de un país sobre la distribución final de los ingresos. Este índice se encuentra entre 0 y 1, siendo 0 un país totalmente equitativo en su distribución, y 1 un país totalmente desigual en su distribución. Aun así, por la experiencia internacional, un índice de 0,5 ya es un índice bastante alto, ya que los cálculos generalmente varían entre 0,3 y 0,6 a nivel mundial, siendo 0,6 un valor de condiciones extremas. "El limitante del coeficiente de GINI es que no es tan fácilmente descompuesto o agregado. Peor aún, la transferencia de un extremo de la distribución a otra no tiene el mismo efecto sobre el coeficiente, mientras que distintos países con distribuciones totalmente adversas pueden terminar con el mismo valor" (ONU, 2015).

La razón 20:20 es un índice ocupado por las Naciones Unidas, específicamente por el Programa de Desarrollo Humano, cual compara los ingresos del 20% más rico con el 20% más pobre de un país. Al igual que el coeficiente de GINI, tiene problemas al calcular efectivamente la re-distribución de los ingresos, en especial dejando fuera a las clases medias, espectro en cual se enfocan muchas políticas públicas expansivas (educación, salud, sistemas de pensiones, etc.). Además, existe el problema en que, como lo ha demostrado la evidencia internacional, dentro del mismo quintil más rico puede haber abismantes diferencias de desigualdad, generalizando el concepto de "rico" a partes de la población que reamente no lo son comparativamente.

Por último, el índice de Palma es un coeficiente propuesto por el economista Chileno Juan Gabriel Palma, el cual decide atacar ambos problemas anteriores al

comparar los ingresos del 10% más rico con el 40% más pobre. Según él, e incluso muchos economistas (Núñez & Risco, 2004), la distribución desigual de las riquezas tiende a concentrarse en los extremos de la población. Por tanto, habla de una tensión entre los intereses de los 40% más pobre, generalmente trabajadores asalariados, y el 10% más rico, generalmente propietarios de firmas y el capital de trabajo, dejando al 50% intermedio a elegir entre los intereses de uno versus los otros en temas de agenda pública (Palma, 2011).

#### **4. HIPÓTESIS**

Con respecto a la literatura de la desigualdad en Chile y sobre los estudios realizados por Núñez y Risco (2004) y Celhey, Sanhueza y Zubizarreta (2010), se puede suponer que Chile tiene una alta elasticidad de movilidad intergeneracional de ingreso, lo cual indicaría que los ingresos de los padres tienen una gran influencia sobre el nivel de ingresos de sus hijos. Al agregar una mayor amplitud de datos, se cree que la elasticidad podrá aumentar en su medida. Además, como lo proponen Núñez y Risco (2004), la elasticidad tiende a bajar su ponderación para las generaciones más jóvenes. También, los resultados deberían estar de acuerdo con el coeficiente GINI calculado por el Banco Mundial (2013), develando que Chile es uno de los países más desiguales del mundo. Por otra parte, la elasticidad sí debería tener una correlación significativa con respecto a los índices de GINI, 20:20 y Palma.

## **5. METODOLOGÍA**

Esta investigación será un análisis descriptivo cuantitativo que busca medir el nivel de influencia que tienen los ingresos de los padres sobre el de sus hijos una vez que son adultos. Para calcular la elasticidad de la movilidad intergeneracional del ingreso primero se requiere el acceso a bases de datos longitudinales intergeneracionales, los cuales todos son de segunda fuente. Ya que en Chile hoy existe una base de datos con tales características, proponemos replicar parte de la metodología propuesta y ocupada por Núñez y Risco (2004). A diferencia de los cálculos realizados en Chile por éstos y por Celhay, Sanhueza y Zubizarreta (2010), quienes ninguno de los dos supera a los 600 pares padre-hijos(as), por primera vez en Chile se hará un estudio de este tipo con más 8.000 pares padre-hijos(as).

La encuesta ocupada, Encuesta de Protección Social (EPS) realizada por la Subsecretaría de Prevención Social a cargo del Ministerio de Trabajo y Prevención Social, es una base de datos con más de 17.000 entrevistados de todas las regiones de Chile, la cual además indaga de diferentes ingresos aparte del laboral (subsidios, apoyo, rentas de capital, etc.), el historial laboral, el historial de salud, la composición familiar, y la historia individual y familiar del entrevistado. También contiene la información necesaria a través de 10 años de los ingresos de los entrevistados, correspondiente a los años 2002, 2004, 2006, 2009 y 2012. Por tanto, se realizó un filtro de los entrevistados que cumplen con al menos un ingreso personal anual, ser jefe de hogar y que tienen la información efectiva de la educación de sus padres con tal de aproximarse al ingreso paterno, dejando a 8410 pares padre-hijos(as).

Para ver algunas características globales de la muestra, se realizaron análisis descriptivos y de frecuencia con algunas variables de apoyo proporcionados por la EPS, como lo serían el estatus socioeconómico del entrevistado, la concentración según la edad, la situación socioeconómica como hijo, el nivel educativo de los padres y la distribución de ingresos de los padres.

Para realizar esta investigación, se aplicó una aproximación replicada en otros estudios de movilidad intergeneracional (Björklund & Jäntti, 1997) (Núñez & Risco, 2004) en la cual se toma a la educación del padre como aproximación a su ingreso. Se intentó acercarse lo mejor posible a un ingreso anual efectivo del padre, por lo que se dividió a la muestra de la EPS en 5 grupos etarios de 12 años cada uno, nacidos entre 1939 y 1988. Éstos corresponden a quienes en el 2012 tenían entre 73 y 24 años de edad. De forma ejemplar, la idea es que aquellas personas que nacieron en 1939

tenían 18 años, mientras que aquellas nacidas en 1951 tenían 6 años, en 1957, ya que se asume que la mayor inversión de los padres sobre los hijos ocurre entre estas edades. Así ocupamos, desde el año parte, la Encuesta de Ocupación y Desocupación del Gran Santiago para calcular los ingresos anuales de los padres en una regresión en base a las variables de nivel educativo del padre y años potenciales de experiencia laboral (*edad - 18*), corregidos por la inflación acumulada hasta el 2012. Repitiendo este trato, obtuvimos 5 grupos, los cuales corresponde a aquellas personas que nacieron entre 1939-1951, 1949-1961, 1959-1971, 1969-1981 y 1979-1991. Cada grupo cumple con la condición de tener entre 18 y 6 años para los años 1957, 1967, 1977, 1987 y 1997 respectivamente. Aquellos individuos que cabían entre dos grupos etarios aportaban con mayor información, por lo que se tomó el ingreso anual medio de los padres en un periodo de 10 años, lo cual teóricamente nos ayuda a disminuir la sobre o subestimación de la EMII (los *life cycle bias* de Lee y Solon (2009)). Por último, cuando se obtuvieron los ingresos de los padres, se le aplicó logaritmo natural, como se presenta en la ecuación (3).

En el caso de los entrevistados electos, se realizó una suma de los distintos ingresos proporcionados por la EPS, obteniendo los ingresos anuales para cada año entrevistado (2002-2012) corregidos por la inflación acumulada del 2002 al 2012, según corresponda. Luego se obtuvo el promedio del ingreso anual, para después aplicarle logaritmo natural.

Una vez obtenido los ingresos de ambos padre e hijo, se calculó una tabla de contingencia de la movilidad por quintiles, teniendo en un eje el quintil al cual pertenece el padre y en otro el quintil del hijo como adulto, según el promedio de ingreso entre ambos. Así se podrá tener una idea general de qué tan económicamente móvil es la sociedad Chilena.

Luego de realizar la regresión log-lineal, tomando en cuenta el modelo (8) ocupando el programa SPSS, se calcularon los  $\beta$  para cada grupo etario. Posteriormente, se pasó a realizar el cálculo de  $\beta$  ocupando el método de variables instrumentales descritos anteriormente y se realizó un análisis ANOVA con tal de comprobar su consistencia. Para obtener el  $\beta$  nacional se hizo un promedio ponderado de cada grupo etario, pesando la cantidad de casos para cada grupo etario.

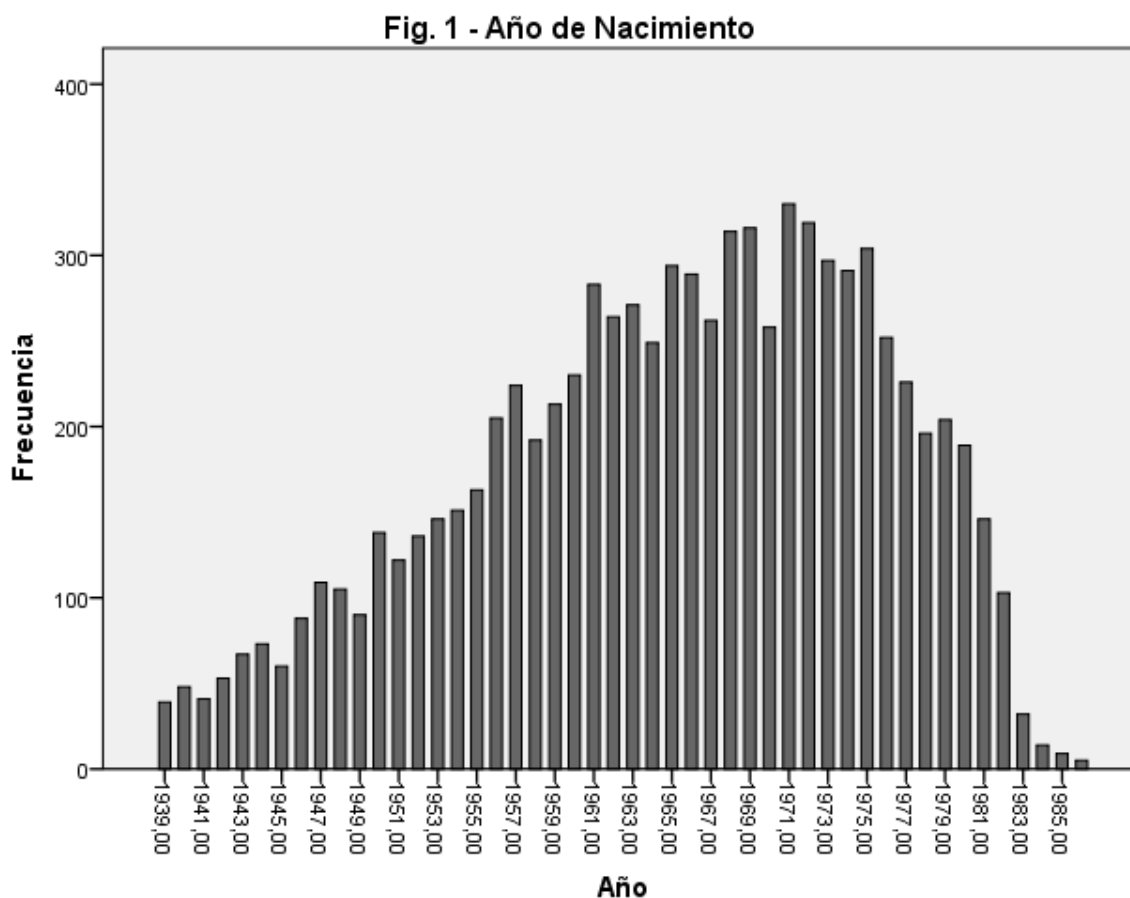
Una vez calculada las elasticidades, se arregló con una tabla los resultados obtenidos tanto por Núñez y Risco (2004) como por Celhay, Sanhueza y Zubizarreta

(2010), comparando si es que existe alguna diferencia significativa entre los resultados de este estudio y los de ellos a través de una prueba de hipótesis en un análisis ANOVA.

Al confirmar el nivel de significancia, se comparó el valor de las elasticidades de Chile con respecto a elasticidades obtenidas en otros países del mundo, para intentar ver si los resultados escapan mucho de la literatura internacional. Por último, como forma de confirmar que nuestros cálculos si son consistentes con otros índices de desigualdad, se pasó a analizar los coeficientes de GINI, 20:20 y de Palma (United Nations Development Program, 2016), versus los resultados mundiales y confirmar si es que la EMII es o no un índice de desigualdad aplicando correlaciones de Pearson.

## 6. RESULTADOS

Como se puede apreciar en la Fig. 1 el grueso de nuestra muestra nació entre los años 1959 y 1977, lo cual corresponde a los grupos etarios 3 y 4, que toman como año de los ingresos de los padres principalmente entre el 1955 y el 1985, años de relativa estabilidad inflacionaria y macroeconómica para el país. El año promedio de la muestra es en 1964,9, con una desviación estándar de 10,32 años.



En cuanto a la distribución socioeconómica en la Fig. 2, llama la atención que tras filtrar la EPS solo quedan 11 personas pertenecientes al grupo A y apenas 51 del B, siendo el conjunto ABC1 apenas 5,5% de la muestra, importante detalle que se discutirá más adelante. La mayor parte de la muestra corresponde los grupos C2 y C3, quienes en simples términos corresponden a la "clase media", en su mayoría técnicos, trabajadores asalariados con algún acceso a privilegios y consumo de lujos, pero en menor medida. Por su parte el grupo E corresponde a indigentes, quienes en muchos casos no reportan ingresos laborales directos, más bien solo personales no-laborales (subsidios, pensiones, ayuda de terceros, etc.).



**Fig.2 - Estatus Socioeconómico**

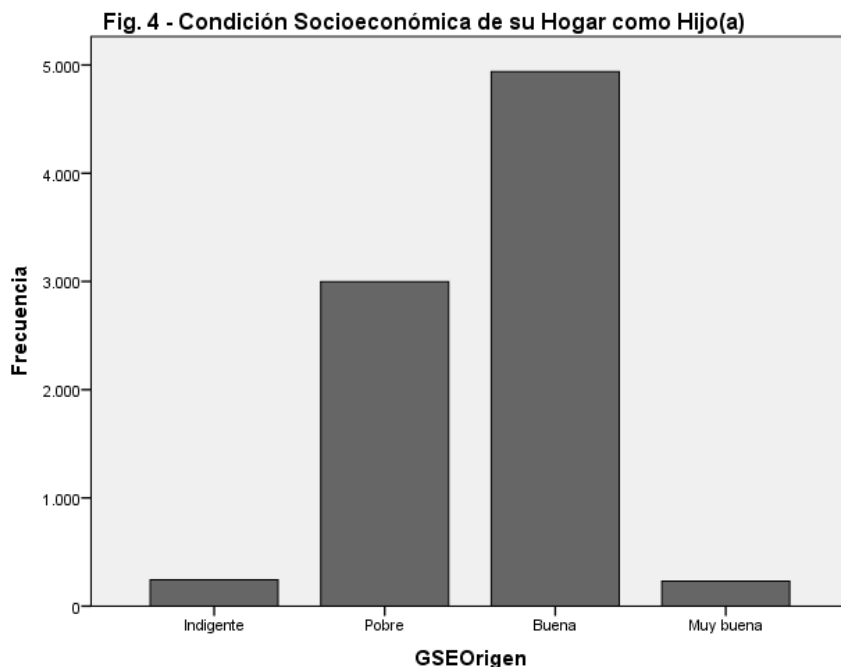
	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje válido	Porcentaje acumulado
Válido A	11	,1	,1	,1
B	52	,6	,6	,7
C1	401	4,8	4,8	5,5
C2	1453	17,3	17,3	22,8
C3	3978	47,3	47,3	70,1
D	2235	26,6	26,6	96,7
E	209	2,5	2,5	99,2
N/R	71	,8	,8	100,0
Total	8410	100,0	100,0	

La Fig. 3 muestra la distribución del nivel educativo de los padres, en su mayoría habiendo pasado por educación básica o educación media científico-humanista (o humanidades para aquellos pertenecientes al sistema antiguo) acumulando un casi 80% de la muestra. Este detalle es de suma importancia ya que es la variable principal que se toma para estimar los ingresos de los padres, por lo que tendencia los resultados obtenidos por este estudio.

**Fig. 3 – Nivel Educativo del Padre**

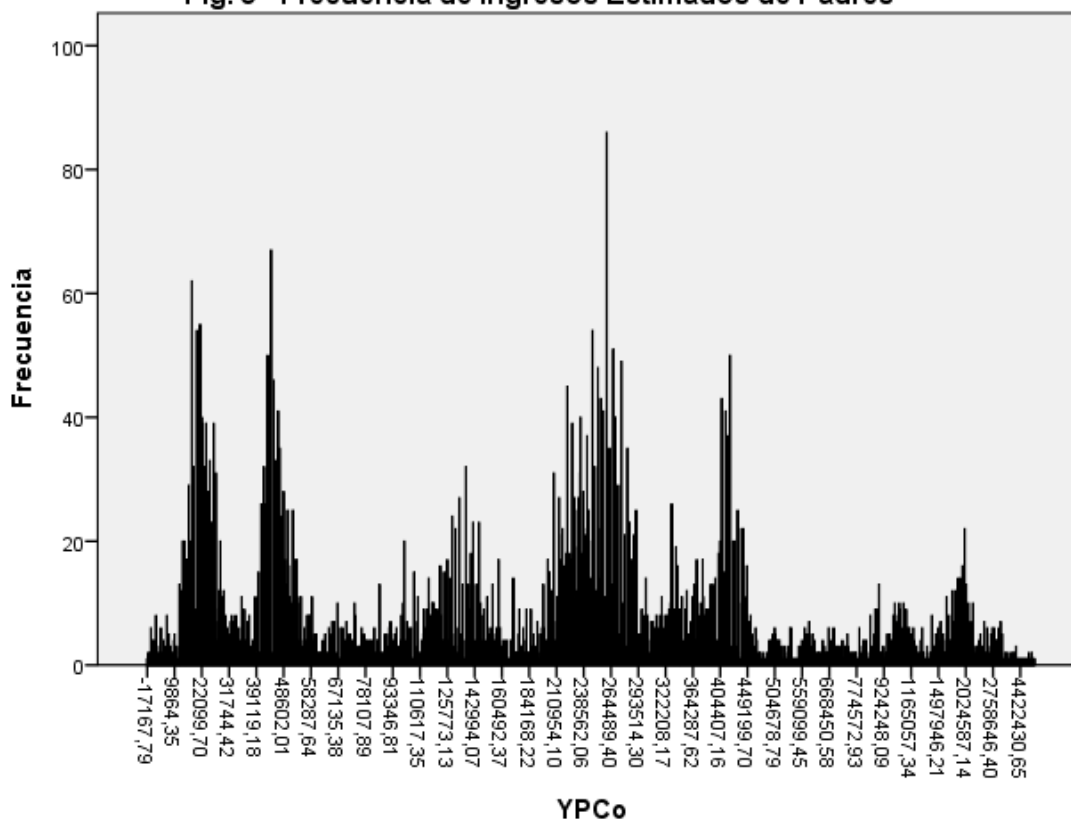
	Frecuencia	Porcentaje	Porcentaje acumulado
Válido Ninguno	927	11,0	11,0
Educación Básica	4085	48,6	59,6
Media Científico-Humanista	2519	30,0	89,5
Media Técnica Profesional	363	4,3	93,9
CFT o IP	126	1,5	95,4
Universidad	390	4,6	100,0
Total	8410	100,0	

La Fig. 4 corresponde a la pregunta "¿Cómo considera la situación socioeconómica de su hogar cuando era niño?", lo cual para efectos de nuestro estudio solo se tomará como parámetro de clasificación subjetiva, ya que muchas veces existe una tendencia a ver el pasado personal de forma positiva y sin mucha comparación.



En la Fig. 5 nos demuestra la distribución de los ingresos anuales de los padres, calculados por la metodología propuesta. Si bien éste contempla valores negativos (de acuerdo a las regresiones obtenidas por los datos de la EOD), éstos no fueron tomados en cuenta ya que el programa no admitía valores negativos en el análisis logarítmico, además solo equivalen a un 0,6% de la muestra por lo que no alterarían en demasía el resultado final de la EMII. El promedio de la muestra se encuentra en \$711.671.005, pero la mediana se tiene un valor de \$224.621.048, lo que se puede interpretar como una alta desigualdad; la magnitud de los valores extremos tiende a distorsionar el cálculo del promedio. La desviación estándares de los ingresos paternos es de \$11.277.229.978. Se puede observar una concentración en la parte inferior de la distribución, que coincide con aquellos decir venir de un hogar pobre, mientras que existe otro auge en la distribución, coincidente con la opción de estar en una buena situación económica como hijo de la Fig. 4. Cabe destacar que, debido a la acumulación inflacionaria, en el cual había periodos de hiperinflación en Chile (69-75), los ingresos reales de los padres son bastante mayores a los de sus hijos en el día de hoy, cosa que parece ser apoyada por literatura crítica internacional (Harvey, 2005).

**Fig. 5 - Frecuencia de Ingresos Estimados de Padres**



Como forma de apreciar la distribución de los quintiles de origen con los quintiles de ingreso actuales, vemos la Fig. 6 correspondiente a la tabla de contingencia de quintiles. A simple vista Chile parece tener una distribución más o menos equitativa de los quintiles, con excepción del quintil 5, el cual presenta una mayor concentración de origen y fin, lo que viene a ser apoyado por la literatura acerca de la movilidad intergeneracional del ingreso (Núñez & Risco, 2004). Esto puede revelar información que la movilidad del ingreso en realidad no obedece a una regresión lineal ni log-lineal, lo cual se plantea en la sección de discusión de la presente investigación.

**Fig. 6 – Quintil del hogar vs. Quintil actual**

Q Padre \ Q Hijo	1	2	3	4	5	%
1	22,5%	20,6%	20,9%	18,1%	17,9%	20,0%
2	24,2%	19,2%	21,8%	17,4%	17,2%	20,0%
3	24,9%	21,3%	18,5%	18,4%	17,0%	20,0%
4	18,8%	20,2%	20,4%	21,1%	17,7%	19,7%
5	9,5%	18,7%	18,3%	24,9%	30,1%	20,3%
Total (cant.)	1672	1689	1690	1674	1685	8410

Luego en la Fig. 7 se presentan los resultados correspondientes al cálculo de la regresión log-lineal de la ecuación (8) (en el Anexo 1 se puede observar la correlación entre las variables dependiente y las independientes, el nivel de significancia de la regresión y las de cada variable). Primero, debemos destacar que la correlación de Pearson no arroja un número muy convincente entre la variable dependiente y las otras, muchas veces teniendo un  $R^2$  menor a 0,1 para cada grupo etario. No obstante, todas las regresiones, y en especial los  $\beta$  calculados, tienen un valor p menor a 0,05, siendo éstas estadísticamente significativa. En cuanto a la EMII en sí, se puede apreciar que los grupos etarios superiores, correspondiente a aquellos pertenecientes a las generaciones de 1939-1951, 1949-1961 y 1951-1971 tienen un  $\beta$  altísimo entre 0,652 y 0,547, mientras que las 2 nuevas generaciones, correspondiente a aquellos nacidos entre los años 1969-1981 y 1971-1991, demuestran tener un  $\beta$  muy inferior correspondiente a 0,314 y 0,244 respectivamente. Esto tiene coherencia, ya que estas generaciones son y serán las generaciones más educadas y con mayor acceso a nuevas tecnologías, lo cual gatillaría un posible cambio en la distribución de los ingresos futuros de Chile (Núñez & Risco, 2004). Al realizar una media ponderada en base a la cantidad de datos, obtenemos que la EMII para Chile es de  $\beta = 0,457$ .

<b>Grupo Etario</b>	<b><math>\beta</math></b>	<b>Sig.</b>
<b>1939-1951</b>	0,652	0,000
<b>1949-1961</b>	0,649	0,000
<b>1951-1971</b>	0,547	0,000
<b>1969-1981</b>	0,314	0,000
<b>1971-1991</b>	0,244	0,000

La Fig. 8 contiene el cálculo del  $\beta$  para cada grupo etario ocupando el método de variables instrumentales de 2 muestras (en el Anexo 2 se pueden ver la significancia de los cálculos y de las variables en cuestión). Al igual que la medición en su versión OLS, las correlaciones no demostraron mayor relación causal. En cambio, a diferencia del cálculo de la OLS, la regresión realizada por el VI2M tiene valores p menores a 0,05 en todas las variables calculadas (ya sean interceptores o EMII). Además, al igual que la OLS, los niveles son mucho más alto para las generaciones más antigua, llegando a ser la cota superior de 0,714 y 0,758 para las generaciones de 1939-1951 y

1949-1961 respectivamente, tendiendo a la baja hacia las generaciones más pequeñas, llegando hasta el cálculo de 0,374 para la generación nacida entre el 1971-1991, lo que no deja de ser alto con respecto a resultados internacionales. Una vez más, tenemos evidencia que las generaciones menores tienden a tener menos problemas de desigualdad, lo que no significa que dejará de ser así en un futuro. Al calcular una media ponderada con respecto a la distribución de población de la muestra obtenemos que el  $\beta = 0,556$ .

**Fig. 8 – Elasticidad de la Movilidad Intergeneracional del Ingreso VI2M**

<b>Grupo Etario</b>	<b><math>\beta</math></b>	<b>Sig.</b>
<b>1939-1951</b>	0,714	0,000
<b>1949-1961</b>	0,758	0,000
<b>1951-1971</b>	0,633	0,000
<b>1969-1981</b>	0,433	0,000
<b>1971-1991</b>	0,374	0,000

Al calcular la prueba T-student para la hipótesis de que la Media OLS menos la Media VI2M serán iguales a 0, dicho de otra forma, que la media del  $\beta$  OLS y el  $\beta$  VI2M son iguales, el primer resultado arroja un valor p de 0,638 para la prueba Levene, lo que dice que las varianzas son estadísticamente iguales. En el caso de la prueba T en sí, da un valor p superior a 0,05, de 0,403, por lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula y podemos asumir que los  $\beta$  calculados por ambos métodos no son significativamente distintos. Los detalles de la prueba t se pueden encontrar en el Anexo 3.

Luego se pasan a comparar, a través de una prueba T-Student, los resultados obtenidos en este estudio versus aquellos obtenidos por Núñez y Risco (2004), como también los calculados en este trabajo versus la EMII calculada por Celhay, Sanhueza y Zubizarreta (2010). En ambos casos se propone una hipótesis nula de igualdad entre la media de los cálculos realizados acá y los de la contra parte calculados anteriormente.

Al comparar los cálculos de OLS obtenidos en esta investigación versus los de Núñez y Risco (2004), la prueba de Levene arroja un valor de 0,17, no teniendo varianzas iguales, pero el valor p de la prueba es de 0,488, suficiente como para no rechazar la hipótesis nula de igualdad. Poniendo a prueba los valores obtenidos a

través de VI2M con los de Núñez y Risco, la prueba Levene entrega un valor de 0,088, al límite de no considerar las varianzas iguales, y el valor p de la prueba t es de 0,822, mayor a 0,05. Por tanto, estamos hablando del mismo resultado para ambos casos, por lo menos desde el punto de vista que este estudio es una aproximación a la EMII real.

Comparando contra los casos de Celhay, Sanhueza y Zubizarreta (2010), la comparación de los OLS, se puede decir que las varianzas entre ambas medias son iguales (ya que la prueba de Levene es de 0,282), y que el valor p de la prueba t es de 0,971, no habiendo posibilidad de rechazar la hipótesis de igualdad entre ambas mediciones. Al comparar los resultados obtenidos a través de la VI2M, las varianzas se consideran distintas, (prueba de Levene es igual a 0,028), pero la prueba t arroja un valor de significancia de 0,285, aceptando la hipótesis nula de igualdad entre medias. Una vez más, los resultados de este estudio son coherentes con los de Celhay, Sanhueza y Zubizarreta (2010), aun cuando la metodología y las muestras son drásticamente distintas.

En cuanto la Fig. 9 se presenta una comparación de los resultados obtenidos acá con aquellos obtenidos en la literatura de la elasticidad de la movilidad intergeneracional del ingreso. Como es de esperar, los  $\beta$  calculados para Chile son más altos que el resto de los países, con excepción de Brasil y en algunos casos EE.UU. Como veremos a continuación, esto es coherente con otras medidas de desigualdad.

**Fig. 9 - Resultados Internacionales de EMII**

País	OLS	VI2M	Source
Chile	0,457	0,556	Saens y Herrera (2016)
Alemania	0,11 - 0,34		Couch, Dunn (1997), Wiegand (1997)
Brasil	0,53 - 0,54	0,54 - 0,74	Dunn (2003)
Canada	0,12 - 0,19		Corak y Heisz (1995)
Chile	0,54	0,58	Núñez y Risco (2004)
Chile	0,485		Celhay, Sanhueza y Zubizarreta (2010)
España	0,24	0,44	Sánchez (2004)
EEUU	0,29 - 0,49	0,44 - 0,53	Solon (1992)
EEUU	0,2 - 0,6		Lee and Solon (2006)
Finalandia	0,13		Osterbacka (2001)
Francia	0,41	0,44	Lafran y Trannoy (2004)
Reuino Unido	0,43	0,57	Dearden, Machi y Reed (1997)
Italia	0,36		Checchi (1997)

Malasia	0,26	Liland y Kilburn (1995)
Sud Africa	0,44	Solon (2002), Solon (2006)
Suecia	0,13	Osterberg (2000)

Source: Celhay, Sanhueza y Zubizarreta (2010)

Se puede además verificar que, como suponen las instituciones internacionales (Banco Mundial, 2013) (United Nations Development Program, 2016), aquellos países con menor desigualdad presentan menores EMII, mientras que aquellos con mayor desigualdad, tienen mayores niveles de EMII. La Fig. 10 muestra estas relaciones:

Fig. 10 – Comparación de Índices de Desigualdad

País	OLS	GINI (2011)	20/20	PALMA (2010)
Chile	0,457	50,8	13,5	3,506
Alemania	0,11 - 0,34	30,1	4,7	1,1
Brasil	0,53 - 0,54	53,1	20,6	4,302
Canada	0,12 - 0,19	33,7	5,8	1,3
España	0,24	36,1	7,6	1,4
Finlandia	0,13	27,7	4	1
Francia	0,41	33,4	5,1	1,2
Reuino Unido	0,43	27,2	7,6	1,7
Italia	0,36	34,5	6,9	1,4
EEUU	0,29 - 0,49	41,1	9,8	2
Sud Africa	0,44	63,4	25,3	7,052
Suecia	0,13	27,2	3,7	0,9

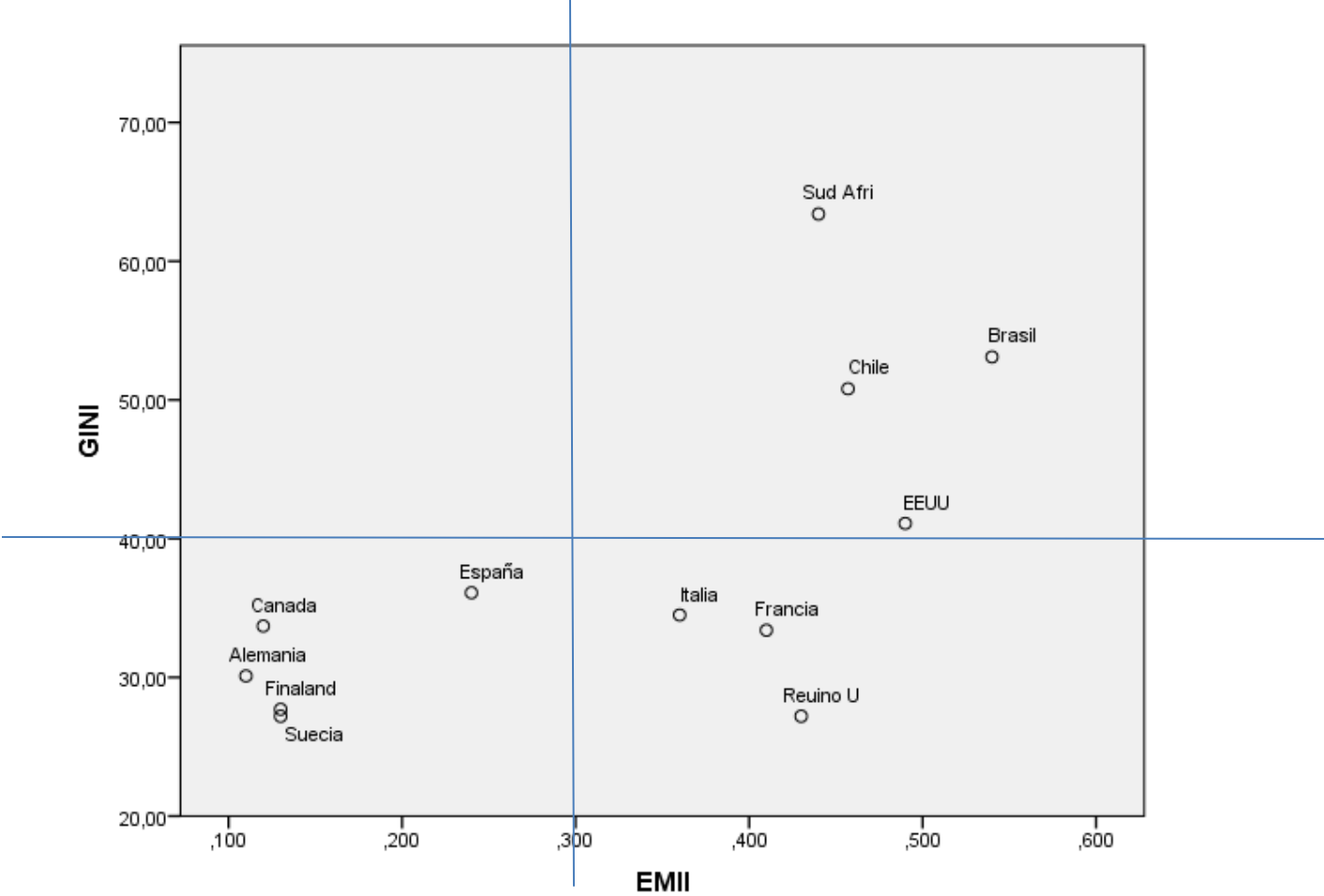
Source: United Nations Human Development Program, 2015

Esto coincide con los resultados encontrados por el presente estudio, en la Fig. 11, 12 y 13 se podrá observar la coincidencia de la EMII como medidor de desigualdad enfrentado a otros medidores de desigualdad, como los son el coeficiente de GINI, la razón 20:20 y el índice de Palma, respectivamente. Las correlaciones encontradas para estas comparaciones son de gran interés ya que sí demuestran una relación positiva estadísticamente significativa. Al comparar los resultados de las EMII con los índices de GINI, una correlación de Spearman equivale a 0,645, con una significancia menor a 0,05. Al comparar las EMII con la razón 20:20, la correlación de Spearman es de 0,666 con una significancia de 0,018. Al ver cómo se relacionan los índices de Palma y el EMII, se puede observar un nivel de significancia de 0,043 y una correlación de Spearman de 0,591, lo cual es bastante alta dado que esta investigación y la medición

del índice de Palma toman consideraciones adversas; así podemos decir que sí estamos hablando del mismo efecto.

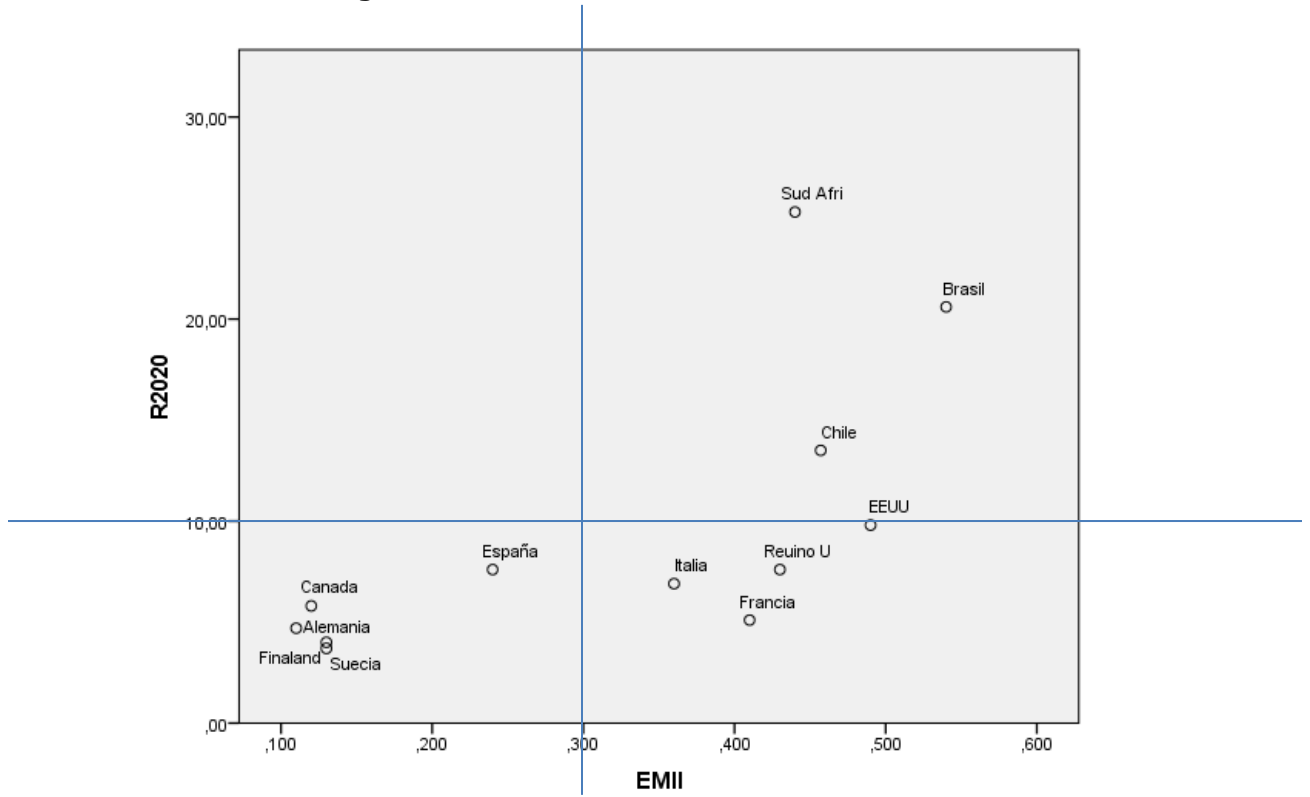
Es más, podemos ir al extremo de dividir los gráficos de dispersión de cada prueba en cuadros y demostrar cuales son los países con peligrosos niveles de desigualdad en la parte superior derecha, mientras que aquellos que tienen una distribución equitativa se presentan en la parte inferior izquierda de los gráficos. Para todos los gráficos, se considera que un EMII superior a 0,3 es bastante y demuestra un alto nivel de desigualdad, mientras que para el índice de GINI se tomó al valor de 0,4, en la razón 20:20 el valor de 10, y en el caso del índice de Palma de 2; esto considerando la naturaleza de cada índice.

**Fig. 11 – Índice de GINI vs. EMII**

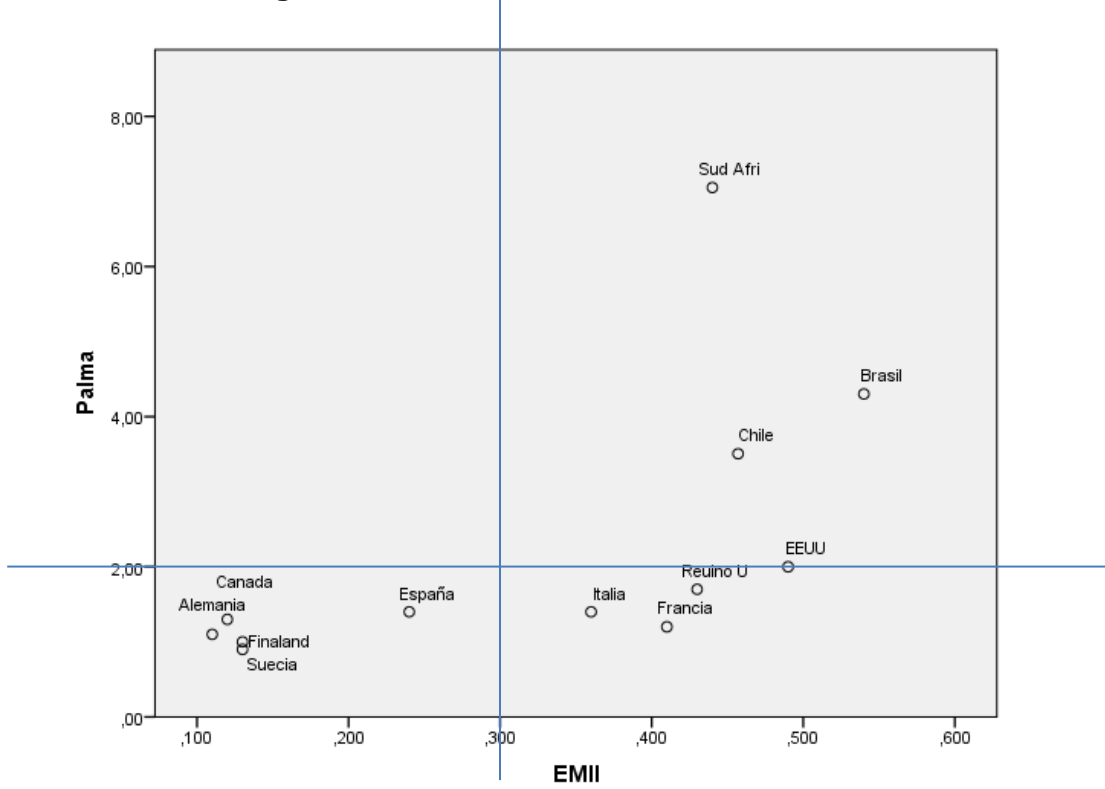




**Fig. 12 – Índice de Razón 20:20 vs. EMII**



**Fig. 13 – Índice de Razón 20:20 vs. EMII**



## **7. CONCLUSIÓN**

Con respecto a los objetivos y la hipótesis planteada, se pudo cumplir con bastante satisfacción. El modelo de cumplía con niveles de significancia aceptables, por lo que los resultados obtenidos por esta investigación reflejan una aproximación bastante cercana de la elasticidad de la movilidad intergeneracional del ingreso en Chile para los años 2002-2012. En comparación con los resultados obtenidos otras veces en Chile, la EMII sigue siendo bastante alta en, sobre todo para las generaciones superiores (1939-1981) y en especial al compararse con otros países del mundo. Además, se concluye que el EMII sí es una medida apropiada para describir la desigualdad en un país y de la movilidad social de un país, ya que coincide en buena medida con otros medidores de desigualdad. En cuanto a la suposición de que el acceso a datos longitudinales de mayor envergadura y completos aumentaría el cálculo de la EMII (Solon, 2002), se afirma que solo se cumplió con el cálculo de VI2M, ya que los cálculos que se obtuvieron en esta investigación están entre aquellos encontrados por Núñez y Risco (2004).

Observando los cálculos obtenidos en esta investigación, si el  $\beta$  no arroja un resultado entre 0,457 y 0,556, significa que cada peso más en el ingreso de los padres significará alrededor de 0,5 pesos base para ese hijo o hija una vez adulto(a). Esto es especialmente grave si es que consideramos que actualmente casi un 50% de la fuerza laboral activa tiene un ingreso cercano al sueldo mínimo (Fundación Sol, 2015). Para interpretar esto, de otra forma, si un padre gana el sueldo mínimo (en el 2016 siendo de \$250.000) entonces es de esperar que su descendiente obtenga un sueldo que parte desde la mitad (correspondiente a \$125.000) y será responsabilidad del individuo obtener más de alguna forma extra. Esto pone al hijo en una gran desventaja al momento de consumir bienes y servicios, dado que, al compararse con un par de un quintil superior, las diferencias en el sueldo base podrán ser inmensas.

Algo que sí se repite en otros estudios (Núñez & Risco, 2004), es el hecho que las generaciones más jóvenes tengan mayor soltura en cuanto a la definición de sus ingresos. Sobre todo, para las generaciones correspondiente a los años de 1979-1991, para quienes se puede afirmar que pasarán a vivir dentro de estándares internacionales (posiblemente incluso dentro de los estándares de la OCDE) en igualdad de oportunidades. En el caso de las generaciones mayores (1939-1981), se concluye que ahí se encuentre la mayor y más estancada desigualdad, siendo éstas las generaciones con menor movilidad. Por último, desde los gráficos se afirma que Chile

tiene niveles de desigualdad preocupantes, al estar constantemente en el cuadrante superior-derecho.

## **8. DISCUSIÓN, LIMITANTES Y COMENTARIOS**

Primero, hay que destacar la constante apariencia de Chile en los gráficos de desigualdad. Una y otra vez, Chile es parte del "cuadrante de la muerte" (superior-derecho), dónde sus niveles de desigualdad son gravísimos. Volviendo a mirar a la desigualdad como un agravante de tensión social, se puede ver que Chile comparte condiciones similares a las de Brasil y Sudáfrica, lugares conocidos por constantes problemas de crimen, como el narco-tráfico, corrupción, falta de inclusión e inestabilidad política (United Nations Development Program, 2016).

En cuanto a la muestra, si bien es cierto que la Encuesta de Protección Social es la encuesta longitudinal económica con mayores cantidades de datos en la historia de Chile, no se puede ignorar el hecho que es una encuesta realizada principalmente a trabajadores pertenecientes al sistema de prevención social. Por tanto, uno de los limitantes más preocupantes a la hora emplear la metodología expuesta aquí es si es que se estaban considerando efectivamente a aquellas personas que tienden a marcar la diferencia en el tema de desigualdad: los extremos (Palma, 2011). Por una parte, la muestra demuestra solo a 11 personas pertenecientes al estatus socioeconómico A, lo cual es una cantidad muy inferior a lo necesario para inferir. Es posible que, al eliminar estos datos, o considerarlos como sigma-3, los cálculos realizados aquí poco o nada se diferencien a lo que ya obtenemos. Además, es especialmente importante tomar en cuenta a los extremos, ya que tanto los extremadamente ricos como aquellos extremadamente pobres no cotizan en el sistema de Administración de Fondos de Pensiones privado. Por tanto, llama especial interés el hecho que la correlación entre el índice de Palma y la EMII sean tan alta y significativa.

Aun así, como se demuestra aquí y lo han demostrado autores relacionados (Núñez & Risco, 2004) (Celhay, Sanhueza, & Zubizarreta, 2009) son los quintiles periféricos aquellos que son menos móviles. Por tanto, es difícil seguir insistiendo en la viabilidad de un modelo lineal, o siquiera log-lineal, como un representante verídico de la movilidad intergeneracional del ingreso, o incluso de la desigualdad. Si bien el modelo propuesto por Becker y Tomes (1979) es un gran avance, habría que entrar a verificar qué tan representativa es una visión estacionaria de equilibrios y la simplificación de la familia a un par de personas. De hecho, tomando en cuenta los resultados arrojados

por la tabla de contingencia y por los de este estudio, podríamos aproximarnos a la tesis crítica que, bajo relaciones capitalistas, las clases sociales tienden a replicarse generación tras generación, sobre todo cuando el quinto quintil tiene un alto grado de hijos “ricos” comparado con los otros quintiles. Sería bastante interesante realizar el mismo análisis, por deciles o incluso viendo el porcentaje de persistencia para el 1% más rico del país.

Lo que da pie para otra preocupación, ¿Qué pasará con la estructura familiar (y por ende la transferencia de desigualdad) en el futuro? Por una parte, existe una visión bastante miope acerca del rol que tienen los hombres en la economía al limitar éstos ser los agentes económicos por *expertise* (Fundación Sol, 2015) (Carrasco, 2014), y al negar la importancia del rol de la madre en la estructura familiar, sobre todo para culturas sudamericanas, africanas y asiáticas. Basta con evidenciar como la gran mayoría de los análisis de movilidad intergeneracional del ingreso solo consideran los ingresos del padre, como también solo a los hijos como sujetos dignos de ser estudiados. Por otra parte, la situación en Chile parece ser bastante grave, sobre todo si consideramos que los resultados arrojados por la CASEN 2015, en el cual al menos un 70% de los bebés nacen fuera de matrimonio. Cabe preguntarse cuáles van a ser los efectos inmediatos y a largo plazo de esta nueva condición sobre la población, no tan solo en un aspecto moral, sino que económico, político y social.

Luego, se pueden considerar dos herramientas potentes al momento de combatir la desigualdad: las estructuras tributarias y la educación. Con respecto a la tributación, la teoría neoclásica menosprecia al impuesto como una distorsión del mercado (Mankiw, 2008), cuando en la práctica tenemos el caso de Suecia (Björklund & Jäntti, 1997), dónde una agresiva tributación no ha sido en desmedro de las firmas y sí ha significado un aumento en la calidad de vida de los individuos al tener acceso a consumir bienes patrocinados y gestionados por el Estado.

Por otra parte, vemos en este estudio, como también en el de Núñez y Risco (2004), como las nuevas generaciones parecen haberse liberado de la tremenda desigualdad presente entre sus padres. Aun así, se pueden tomar dos argumentos que puedan disuadir una aparente mejora, por ahora. Primero sería el *life-cycle bias* (Solon, Cross-country differences in intergenerational income mobility, 2002); sucede cuando se toman muestras de jefes de hogar demasiado jóvenes, ya que su potencial de ingreso aún no está completamente desarrollado, en especial para los extremos ricos quienes son los presentan mayores niveles de crecimiento en sus ingresos, sobre

todo hacia el final de sus vidas, recalcando la importancia de ocupar datos permanentes. El segundo argumento viene de un estudio realizado sobre la estructura de educación superior Chilena (Grupo de Investigación CESCC-OPECH, s.f.), cual concluyen que el amplio acceso a la educación no necesariamente significará el fin de la desigualdad, sino todo lo contrario, al tener un sistema educativo altamente segregado, con dificultades de inserción, y sobretodo altas tasas de deserción (Servicio de Información de Educación Superior, 2015), con una matrícula principalmente privada que genera deudas para lo más pobres, termina por replicar las desigualdades de oportunidad bajo nuevas categorías. Será interesante ver qué pasará con los ingresos de los cientos de miles técnicos y profesionales que han entrado al mercado laboral desde el 2007 en adelante (año en que comienza a otorgarse el Crédito con Aval del Estado).

Por último, cabe destacar e insistir en el hecho de la falta de datos longitudinales para Chile. Es lamentable saber que la EPS quedó frenada en el 2012, al igual que la Panel CASEN en el 2009, para ser reemplazada por ningún otra. Es peor cuando consideramos que la gran parte de este tipo de estudios se hacen de forma centralizada, al realizarse principalmente en Santiago, dejando a mucho más de la mitad población fuera de una mirada objetiva y material de la realidad proporcionado por instrumentos científicos y técnicos.

## REFERENCIAS

- Banco Mundial. (2013). *Banco Mundial: Índice de Gini*. Recuperado el 29 de Octubre de 2015, de sitio web del Banco Mundial: [http://datos.bancomundial.org/indicador/SI.POV.GINI?order=wbapi\\_data\\_value\\_2013+wbapi\\_data\\_value+wbapi\\_data\\_value-last&sort=desc](http://datos.bancomundial.org/indicador/SI.POV.GINI?order=wbapi_data_value_2013+wbapi_data_value+wbapi_data_value-last&sort=desc)
- Becker, G., & Tomes, N. (1979). An Equilibrium Theory of Income Distribution and Intergenerational Mobility. *Journal of Political Economy*, 87(6), 1153-1189.
- Becker, G., & Tomes, N. (1979). An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility. *Journal of Political Economy*, 1159-1189.
- Björklund, A., & Jäntti, M. (1997). Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States. *The American Economic Review*, 1009-1018.
- Björklund, A., & Jäntti, M. (2008). Intergenerational income mobility and role of the family background. En W. Salverda, B. Nolan, & T. Smeeding, *Handbook of economic inequality*. Oxford University Press.
- Bladen, J. (2013). Cross-country rankings in intergenerational mobility: a comparison of approaches from economics and sociology. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 27, No. 1, 38-73.
- Carrasco, C. (2014). Teoría del Cuidado. *Cuadernos de Economía Crítica*.
- Causa, O., & Johansson, A. (2010). Intergenerational social mobility of OECD countries. *OECD Journal: Economic Studies*, 33-76.
- Celhay, P., Sanhueza, C., & Zubizarreta, J. R. (2009). Intergenerational Income Mobility: The Case of Chile 1996 - 2006.
- Celhay, P., Sanhueza, C., & Zubizarreta, J. R. (2010). Intergenerational mobility of income and schooling: Chile 1996-2006. *Revista de Análisis Económico*, Vol. 25, N° 2, 43-63.
- CEPAL. (2014). *Panorama Social de América Latina*. Santiago, Chile: Naciones Unidas.
- Fan, C. S., & Zhang, J. (2012). Differential fertility and intergenerational mobility under private versus public education. *Journal of Population Economics*, Vol 26, 907-941.
- Fundación Sol. (2015). *Los Verdaderos Sueldos en Chile: Panorama actual del valor del trabajo*. Santiago. Obtenido de <http://www.fundacionsol.cl/estudios/los-verdaderos-sueldos-chile-panorama-actual-del-valor-del-trabajo-nesi2015/>
- Grupo de Investigación CESCC-OPECH. (s.f.). *Acceso a la educación superior: el mérito y la (re)producción de la desigualdad*. Recuperado el 23 de Octubre de 2015, de sitio web del Observatorio Chileno de Políticas Educativas: <http://www.opech.cl/inv/analisis/acceso.pdf>
- Harvey, D. (2005). *A Brief History of Neoliberalism*. New York: Oxford Press.
- Lee, C.-I., & Solon, G. (2009). Trends in intergenerational income mobility. *The review of economy and statistics*, 766-772.

- Mankiw, G. (2008). *Principles of Economics*. Mason, Ohio, USA: Cengage Learning.
- Marx, K. (1867). *El Capital*. Berlin.
- Núñez, J., & Risco, C. (2004). Movilidad Intergeneracional del Ingreso en un país en Desarrollo: el caso de Chile. *Documento de Trabajo N°210, Departamento de Economía UChile*.
- ONU. (2015). *Inequality Measurement, Development Issue No. 2*. Boletín, Organización de las Naciones Unidas, Development Policy and Analysis Division Department of Economic and Social Affairs.
- Palma, J. G. (2011). Homogeneous Middles vs. Heterogeneous Tails, and the End of the 'Inverted-U': It's All About the Share of the Rich. *Development and Change*, 87 - 153.
- Piketty, T. (2013). *Capital en el Siglo XXI*. Paris: Éditions du Seuil.
- Redondo, J. (2015). La educación, la escuela y desigualdad. (O. UCh, Ed.) Santiago, RM, Chile.
- Servicio de Información de Educación Superior. (2015). *Panorama de la educación superior en Chile 2014*. Gobierno de Chile, Ministerio de Educación. Santiago: Servicio de Información de Educación Superior.
- Solon, G. (1992). Intergenerational Income Mobility in the United States. *The American Economic Review*, 393-408.
- Solon, G. (2002). Cross-country differences in intergenerational income mobility. *Journal of economic perspectives*, Vol. 16, No. 3, 59-66.
- Solon, G. (2004). A model of intergenerational income mobility in time and place. En M. Corak, *Generational income mobility in North America and Europe* (págs. 38-47). Cambridge: Cambridge University Press.
- United Nations Development Program. (15 de Noviembre de 2016). *Human Development Report*. Obtenido de Country Profiles: <http://hdr.undp.org/en/countries/profiles>

## ANEXOS

### ANEXO 1 – RESULTADOS DE REGRESIÓN LOG-LINEAL OLS

(a.) – Regresión correspondiente al grupo nacido entre 1939 y 1951

**Resumen del modelo**

Modelo	R	R cuadrado	R cuadrado ajustado	Error estándar de la estimación
	YP57 > ,00 (Seleccionado)			
1	,327 <sup>a</sup>	,107	,102	,90208

a. Predictores: (Constante), LN\_YP57, Edad, EdadP2, EdadP, Edad2

**ANOVA<sup>a,b</sup>**

Modelo		Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
1	Regresión	99,967	5	19,993	24,569	,000 <sup>c</sup>
	Residuo	835,729	1027	,814		
	Total	935,696	1032			

a. Variable dependiente: LN\_YHCo

b. Selección de casos sólo para los cuales YP57 > ,00

c. Predictores: (Constante), LN\_YP57, Edad, EdadP2, EdadP, Edad2

**Coefficientes<sup>a,b</sup>**

Modelo		Coefficients no estandarizados		Coefficients estandarizados	t	Sig.
		B	Error estándar	Beta		
1	(Constante)	11,998	10,474		1,146	,252
	Edad	-,162	,315	-,603	-,515	,607
	Edad2	,001	,002	,629	,537	,591
	EdadP	-,031	,017	-,451	-1,892	,059
	EdadP2	,000	,000	,414	1,744	,081
	LN_YP57	,652	,061	,338	10,772	,000

a. Variable dependiente: LN\_YHCo

b. Selección de casos sólo para los cuales YP57 > ,00



(b.) – Regresión correspondiente al grupo nacido entre 1949 y 1961

**Resumen del modelo**

Modelo	R	R cuadrado	R cuadrado ajustado	Error estándar de la estimación
	YP67 > ,00 (Seleccionado)			
1	,285 <sup>a</sup>	,081	,079	,97147

a. Predictores: (Constante), LN\_YP67, Edad2, EdadP2, EdadP, Edad

**ANOVA<sup>a,b</sup>**

Modelo		Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
1	Regresión	190,727	5	38,145	40,419	,000 <sup>c</sup>
	Residuo	2157,418	2286	,944		
	Total	2348,145	2291			

a. Variable dependiente: LN\_YHCo

b. Selección de casos sólo para los cuales YP67 > ,00

c. Predictores: (Constante), LN\_YP67, Edad2, EdadP2, EdadP, Edad

**Coefficientes<sup>a,b</sup>**

Modelo		Coefficients no estandarizados		Coefficients estandarizados	t	Sig.
		B	Error estándar	Beta		
1	(Constante)	3,772	5,390		,700	,484
	Edad	,121	,189	,434	,639	,523
	Edad2	-,001	,002	-,410	-,604	,546
	EdadP	,000	,014	-,002	-,014	,988
	EdadP2	-5,796E-5	,000	-,101	-,622	,534
	LN_YP67	,649	,046	,292	14,036	,000

a. Variable dependiente: LN\_YHCo

b. Selección de casos sólo para los cuales YP67 > ,00

(c.) – Regresión correspondiente al grupo nacido entre 1959 y 1971

**Resumen del modelo**

Modelo	R	R cuadrado	R cuadrado ajustado	Error estándar de la estimación
	YP77 > ,00 (Seleccionado)			
1	,291 <sup>a</sup>	,085	,084	,94977

a. Predictores: (Constante), LN\_YP77, Edad2, EdadP, EdadP2, Edad

**ANOVA<sup>a,b</sup>**

Modelo		Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
1	Regresión	298,149	5	59,630	66,103	,000 <sup>c</sup>
	Residuo	3217,686	3567	,902		
	Total	3515,835	3572			

a. Variable dependiente: LN\_YHCo

b. Selección de casos sólo para los cuales YP77 > ,00

c. Predictores: (Constante), LN\_YP77, Edad2, EdadP, EdadP2, Edad

**Coefficientes<sup>a,b</sup>**

Modelo		Coefficients no estandarizados		Coefficients estandarizados	t	Sig.
		B	Error estándar	Beta		
1	(Constante)	7,364	2,907		2,533	,011
	Edad	-,003	,122	-,012	-,027	,978
	Edad2	,000	,001	,062	,136	,892
	EdadP	,020	,014	,198	1,443	,149
	EdadP2	,000	,000	-,255	-1,853	,064
	LN_YP77	,547	,031	,287	17,732	,000

a. Variable dependiente: LN\_YHCo

b. Selección de casos sólo para los cuales YP77 > ,00

(d.) – Regresión correspondiente al grupo nacido entre 1969 y 1981

**Resumen del modelo**

Modelo	R	R cuadrado	R cuadrado ajustado	Error estándar de la estimación
	YP87 > ,00 (Seleccionado)			
1	,266 <sup>a</sup>	,071	,069	,85846

a. Predictores: (Constante), LN\_YP87, Edad2, EdadP2, EdadP, Edad

**ANOVA<sup>a,b</sup>**

Modelo		Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
1	Regresión	182,485	5	36,497	49,524	,000 <sup>c</sup>
	Residuo	2400,267	3257	,737		
	Total	2582,752	3262			

a. Variable dependiente: LN\_YHCo

b. Selección de casos sólo para los cuales YP87 > ,00

c. Predictores: (Constante), LN\_YP87, Edad2, EdadP2, EdadP, Edad

**Coefficientes<sup>a,b</sup>**

Modelo		Coefficients no estandarizados		Coefficients estandarizados	t	Sig.
		B	Error estándar	Beta		
1	(Constante)	9,281	1,763		5,264	,000
	Edad	,066	,094	,263	,700	,484
	Edad2	-,001	,001	-,191	-,508	,611
	EdadP	,029	,014	,308	2,067	,039
	EdadP2	,000	,000	-,363	-2,451	,014
	LN_YP87	,314	,021	,250	14,661	,000

a. Variable dependiente: LN\_YHCo

b. Selección de casos sólo para los cuales YP87 > ,00

(e.) – Regresión correspondiente al grupo nacido entre 1979 y 1991

**Resumen del modelo**

Modelo	R	R cuadrado	R cuadrado ajustado	Error estándar de la estimación
	YP97 > ,00 (Seleccionado)			
1	,226 <sup>a</sup>	,051	,044	,85009

a. Predictores: (Constante), LN\_YP97, Edad2, EdadP2, EdadP, Edad

**ANOVA<sup>a,b</sup>**

Modelo		Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
1	Regresión	26,823	5	5,365	7,424	,000 <sup>c</sup>
	Residuo	498,626	690	,723		
	Total	525,449	695			

a. Variable dependiente: LN\_YHCo

b. Selección de casos sólo para los cuales YP97 > ,00

c. Predictores: (Constante), LN\_YP97, Edad2, EdadP2, EdadP, Edad

**Coefficientes<sup>a,b</sup>**

Modelo		Coefficients no estandarizados		Coefficientes estandarizados	t	Sig.
		B	Error estándar	Beta		
1	(Constante)	23,659	10,592		2,234	,026
	Edad	-,769	,689	-1,264	-1,116	,265
	Edad2	,013	,011	1,272	1,124	,262
	EdadP	,009	,029	,087	,317	,751
	EdadP2	-8,684E-5	,000	-,107	-,390	,697
	LN_YP97	,244	,041	,221	5,961	,000

a. Variable dependiente: LN\_YHCo

b. Selección de casos sólo para los cuales YP97 > ,00

## ANEXO 2 – RESULTADOS OCUPANDO VI2M

(a.) – Regresión correspondiente al grupo nacido entre 1939 y 1951

### Resumen del modelo

Ecuación 1	R múltiple	,319
	R cuadrado	,102
	R cuadrado ajustado	,101
	Error estándar de la estimación	,904

### ANOVA

		Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Ecuación 1	Regresión	95,351	1	95,351	116,600	,000
	Residuo	843,116	1031	,818		
	Total	938,467	1032			

### Coefficientes

	Coefficientes no estandarizados		Beta	t	Sig.
	B	Error estándar			
Ecuación 1 (Constante)	4,674	,953		4,905	,000
LN_YP57	,714	,066	,370	10,798	,000

(b.) – Regresión correspondiente al grupo nacido entre 1949 y 1961

### Resumen del modelo

Ecuación 1	R múltiple	,293
	R cuadrado	,086
	R cuadrado ajustado	,086
	Error estándar de la estimación	,979

### ANOVA

		Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Ecuación 1	Regresión	206,518	1	206,518	215,539	,000
	Residuo	2194,161	2290	,958		
	Total	2400,679	2291			

**Coefficientes**

	Coefficients no estandarizados		Beta	t	Sig.
	B	Error estándar			
Ecuación 1 (Constante)	5,625	,638		8,812	,000
LN_YP67	,758	,052	,341	14,681	,000

(c.) – Regresión correspondiente al grupo nacido entre 1959 y 1971

**Resumen del modelo**

Ecuación 1	R múltiple	,295
	R cuadrado	,087
	R cuadrado ajustado	,087
	Error estándar de la estimación	,953

**ANOVA**

		Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Ecuación 1	Regresión	308,169	1	308,169	339,374	,000
	Residuo	3242,654	3571	,908		
	Total	3550,823	3572			

**Coefficientes**

	Coefficients no estandarizados		Beta	t	Sig.
	B	Error estándar			
Ecuación 1 (Constante)	7,000	,433		16,151	,000
LN_YP77	,633	,034	,332	18,422	,000

(d.) – Regresión correspondiente al grupo nacido entre 1969 y 1981

**Resumen del modelo**

Ecuación 1	R múltiple	,276
	R cuadrado	,076
	R cuadrado ajustado	,076
	Error estándar de la estimación	,865

**ANOVA**

		Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Ecuación 1	Regresión	201,733	1	201,733	269,336	,000
	Residuo	2442,495	3261	,749		
	Total	2644,229	3262			

**Coefficientes**

	Coefficientes no estandarizados		Beta	t	Sig.
	B	Error estándar			
Ecuación 1 (Constante)	10,421	,276		37,822	,000
LN_YP87	,433	,026	,345	16,411	,000

(e.) – Regresión correspondiente al grupo nacido entre 1979 y 1991

**Resumen del modelo**

Ecuación 1	R múltiple	,239
	R cuadrado	,057
	R cuadrado ajustado	,056
	Error estándar de la estimación	,855

**ANOVA**

	Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
Ecuación 1 Regresión	30,763	1	30,763	42,085	,000
Residuo	507,297	694	,731		
Total	538,060	695			

**Coefficientes**

	Coeficientes no estandarizados		Beta	t	Sig.
	B	Error estándar			
Ecuación 1 (Constante)	10,775	,620		17,392	,000
LN_YP97	,374	,058	,340	6,487	,000



### ANEXO 3 – PRUEBA T-STUDENT: OLS v. VI2M

Hipótesis Nula: Media OLS = Media VI2M

#### Estadísticas de grupo

	Tipo	N	Media	Desviación estándar	Media de error estándar
Resultado	OLS-SH	5	,48120	,190970	,085405
	VI2M-SH	5	,58240	,170635	,076310

#### Prueba de muestras independientes

	Prueba de Levene de igualdad de varianzas	prueba t para la igualdad de medias								
		F	Sig.	t	gl	Sig. (bilateral)	Diferencia de medias	Diferencia de error estándar	95% de intervalo de confianza de la diferencia	
									Inferior	Superior
Resultado	Se asumen varianzas iguales	,239	,638	-,884	8	,403	-,10120	,114530	-,3653	,162907
	No se asumen varianzas iguales			-,884	7,901	,403	-,10120	,114530	-,3658	,163486

ANEXO 4 – PRUEBAS T: SAENS Y HERRERA 2016 V. NÚÑEZ Y RISCO 2010; SAENS Y HERRERA 2016 V. CELHAY, SANHUEZA Y ZUBIZARRETA, 2010.

(a.) Hipótesis Nula: Media SH2016 = Media NR2004

**Estadísticas de grupo**

	Tipo	N	Media	Desviación estándar	Media de error estándar
Resultado	OLS-SH	5	,48120	,190970	,085405
	OLS-NR	4	,55000	,070711	,035355

**Prueba de muestras independientes**

	Prueba de Levene	prueba t para la igualdad de medias								
		F	Sig.	t	gl	Sig. (bilateral)	Diferencia de medias	Diferencia de error estándar	95% de intervalo de confianza de la diferencia	
									Inferior	Superior
Resultado Se asumen varianzas iguales	9,692	,017	-,677	7	,520	-,068800	,101697	-,3092	,171674	
No se asumen varianzas iguales			-,744	5,282	,488	-,068800	,092433	-,3026	,165047	

**Estadísticas de grupo**

	Tipo	N	Media	Desviación estándar	Media de error estándar
Resultado	VI2M-SH	5	,58240	,170635	,076310
	VI2M-NR	4	,56000	,094868	,047434

**Prueba de muestras independientes**

	Prueba de Levene de igualdad de varianzas	prueba t para la igualdad de medias								
		F	Sig.	t	gl	Sig. (bilateral)	Diferencia de medias	Diferencia de error estándar	95% de intervalo de confianza de la diferencia	
									Inferior	Superior
Resultado Se asumen varianzas iguales	3,931	,088	,233	7	,822	,022400	,096035	-,2046	,249487	
No se asumen varianzas iguales			,249	6,412	,811	,022400	,089851	-,1940	,238880	

(b.) Hipótesis Nula: Media SH2016 = Media CSZ2010

#### Estadísticas de grupo

	Tipo	N	Media	Desviación estándar	Media de error estándar
Resultado	OLS-SH	5	,48120	,190970	,085405
	OLS-CSZ	6	,47717	,171095	,069849

#### Prueba de muestras independientes

	Prueba de Levene de igualdad de varianzas	prueba t para la igualdad de medias								
		F	Sig.	t	gl	Sig. (bilateral)	Diferencia de medias	Diferencia de error estándar	95% de intervalo de confianza de la diferencia	
									Inferior	Superior
Resultado Se asumen varianzas iguales	,282	,608	,037	9	,971	,004033	,109116	-,2428	,250871	

No se asumen varianzas iguales			,037	8,204	,972	,004033	,110331	-,2492	,257358
--------------------------------	--	--	------	-------	------	---------	---------	--------	---------

**Estadísticas de grupo**

	Tipo	N	Media	Desviación estándar	Media de error estándar
Resultado	VI2M-SH	5	,58240	,170635	,076310
	VI2M-CSZ	10	,48520	,089719	,028372

**Prueba de muestras independientes**

	Prueba de Levene de igualdad de varianzas	prueba t para la igualdad de medias								
		F	Sig.	t	gl	Sig. (bilateral)	Diferencia de medias	Diferencia de error estándar	95% de intervalo de confianza de la diferencia	
									Inferior	Superior
Resultado Se asumen varianzas iguales	6,144	,028	1,472	13	,165	,097200	,066026	-,0454	,239841	
No se asumen varianzas iguales			1,194	5,139	,285	,097200	,081414	-,1103	,304794	

