



UNIVERSIDAD DE CHILE
Facultad de Economía y Negocios
Escuela de Economía y Administración

MOVILIDAD INTERGENERACIONAL DE LOS INGRESOS EN CHILE: UNA PERSPECTIVA DE GÉNERO.

Seminario para optar al título de Ingeniero Comercial, Mención Economía

Participante: Ignacio Andrés Zenteno Soto

Profesor Guía: Javier Núñez Errázuriz

Santiago de Chile - 2011

AGRADECIMIENTOS

Agradezco el financiamiento del proyecto Soc 12, Anillos - Conicyt, Chile, así como los valiosos comentarios recibidos de los asistentes a la presentación realizada en el marco del mismo proyecto.

Agradezco igualmente al profesor Javier Núñez por el inmenso compromiso con la elaboración de este trabajo.

TABLA DE CONTENIDO

- Resumen	4
- I. Introducción	5
- II. Metodología	6
- III. Datos	13
- IV. Resultados	16
- V. Conclusión	24
- VI. Apéndice	26
- VII.Referencias	30

RESUMEN EJECUTIVO

Esta investigación estudia la movilidad intergeneracional de los ingresos en Chile, un país en desarrollo con una distribución de ingresos de las más desiguales del mundo, poniendo particular atención a la movilidad de ingresos entre padres e hijas, que ha sido relativamente menos considerada por la literatura existente. Se establece que, en comparación con países desarrollados, la movilidad de los ingresos entre generaciones es muy baja en Chile, tanto para hombres como para mujeres. Adicionalmente, la movilidad de los ingresos entre padres e hijas resulta mayor que la movilidad de ingresos entre padres e hijos. Un mecanismo que puede explicar este fenómeno, y del cual se encuentra evidencia, es la fuerte homogamia que existe en la sociedad chilena. ¹

¹ La propiedad intelectual de este trabajo es del profesor que dirigió el Seminario y de los participantes.

I. INTRODUCCION

La movilidad social intergeneracional se refiere a la relación que existe entre las características socioeconómicas de los miembros de una sociedad, y las de su descendencia. Esta abarca distintas variables socioeconómicas de los individuos, tales como el nivel de educación alcanzado, la categoría socio profesional, o el nivel de ingresos, y está fuertemente asociada a la igualdad de oportunidades entre los miembros de la sociedad, considerada generalmente como un objetivo hacia el cual debe apuntar la política pública. Este estudio pretende ahondar en la comprensión de la movilidad social intergeneracional en Chile, desde la perspectiva de la movilidad de los ingresos entre distintas generaciones.

El estudio de la movilidad intergeneracional de los ingresos se ha desarrollado fuertemente en la literatura económica de las últimas décadas: Diversos estudios han intentado determinar en qué medida los ingresos de los individuos son influidos por las características socioeconómicas originales de sus familias. Sin embargo, gran parte de la investigación se ha concentrado en países desarrollados con índices de distribución de los ingresos correspondientes a sociedades más bien igualitarias. En este sentido, este estudio aporta un análisis de la movilidad intergeneracional de los ingresos en el contexto de un país en desarrollo, con una alta desigualdad en la distribución de los ingresos, como lo es el caso de Chile. Una razón por la cual la movilidad intergeneracional de los ingresos ha sido relativamente menos estudiada en los países de menor desarrollo, radica en la limitada disponibilidad de bases de datos adecuadas, que aporten información de los individuos a lo largo del tiempo. Para solucionar este problema, aplicamos una metodología desarrollada por Björklund y Jäntti (1997), adecuada para estudiar la movilidad de los ingresos entre distintas generaciones, cuando no es posible observar simultáneamente los ingresos de padres e hijos(as). Esta metodología consiste esencialmente en generar una predicción del ingreso permanente de los padres, basada en características socioeconómicas de estos, reportadas por los hijos.

Adicionalmente, la mayoría de la investigación se ha enfocado exclusivamente en la relación de los ingresos entre padres e hijos, y se ha omitido la relación de los ingresos entre padres e hijas. Esto se ha debido a que generalmente, una porción importante de las mujeres no trabaja y reporta ingresos laborales nulos, lo que genera una complicación técnica al hacer estimaciones: al emplear únicamente información acerca de las mujeres que trabajan, podrían obtenerse estimadores no representativos del comportamiento poblacional. Para resolver este problema, aplicamos metodologías correctivas de tipo Heckman, descritas en Vella (1998). Con esto se busca comparar los patrones de movilidad intergeneracional de los ingresos de hombres y mujeres, y realizar comparaciones con otros estudios internacionales.

Por otro lado, la movilidad intergeneracional de los ingresos puede estar altamente influida por la tendencia de los individuos a emparejarse con personas de características socioeconómicas similares, conocida como homogamia. Siguiendo el análisis de Chadwick y Solon (2002), nos enfocamos específicamente en las mujeres casadas o convivientes, para determinar si los ingresos de sus padres son determinantes de los ingresos de sus parejas y de sus ingresos familiares durante la adultez.

El resto del trabajo está organizado como sigue: en la segunda sección se explican la estrategia empírica y la metodología econométrica empleadas en el estudio. En la tercera sección se describen los datos utilizados. En la cuarta sección se discuten los principales resultados desde una perspectiva comparativa con otros estudios, y en la quinta sección se presentan las conclusiones generales.

II. METODOLOGÍA

Este trabajo pretende establecer una medida del nivel de movilidad intergeneracional de los ingresos en Chile, aplicando una metodología ya utilizada en otros estudios internacionales. Si pudiéramos observar los ingresos permanentes de una muestra de padres y de su descendencia, la siguiente relación log-lineal entre el ingreso permanente del padre y el ingreso permanente del hijo(a) podría ser estimado por MCO:

$$Y_i^h = \beta_0 + \beta_1 Y_i^p + \varepsilon_i \quad (1)$$

Donde Y_i^h denota el logaritmo del ingreso permanente del hijo(a) en la familia i , Y_i^p es el logaritmo del ingreso permanente del padre y ε_i es un término de error independiente de Y_i^p . El parámetro de interés β_1 corresponde a la elasticidad del ingreso permanente de un hijo(a) respecto del ingreso permanente de su padre. Este parámetro, también conocido como la elasticidad intergeneracional de los ingresos, representa una medida de la movilidad de los ingresos que se sitúa entre dos extremos. Si encontráramos que $\beta_1 = 0$, sería reflejo de un alto nivel de movilidad de los ingresos, pues los ingresos permanentes de los hijos no presentarían una relación estadística significativa con los ingresos permanentes de los padres. En el otro extremo, encontrar un valor $\beta_1 = 1$ sería indicativo de una situación de perfecta inmovilidad en los ingresos: A parte de la influencia de ε_i , los ingresos de los hijos estarían totalmente determinados por aquellos de sus padres. Normalmente se encuentran valores intermedios de la elasticidad intergeneracional de los ingresos, digamos $\beta_1 = x\%$, lo cual debe ser interpretado como sigue: un hijo cuyo padre tuvo ingresos $x\%$ sobre la media, tendrá en valor esperado, un ingreso $x\%$ sobre la media de su propia generación.

Una complicación metodológica surge dado que los ingresos permanentes (o ingresos de largo plazo) son difícilmente observados. La mayoría de las bases de datos provee información acerca de los ingresos laborales o ingresos corrientes. Solon (1992) y Zimmermann (1992) han mostrado que al emplear medidas de los ingresos de un año en particular, se subestima la verdadera elasticidad intergeneracional de los ingresos, dada la presencia de componentes transitorios en los ingresos corrientes. Distintas soluciones han sido planteadas para reducir este sesgo. Una posibilidad consiste en utilizar datos de panel para promediar los ingresos corrientes de los individuos en distintos períodos, de modo de obtener una *proxy* de los ingresos permanentes. Solon (1992) mostró que el sesgo en la estimación de la elasticidad intergeneracional de los ingresos disminuye con el número de años con los cuales se calcula el promedio de los ingresos corrientes. Otra medida consiste

en seleccionar la edad de los individuos lo más cerca posible de aquella en que los ingresos corrientes son similares a los ingresos permanentes.

Otro problema metodológico surge cuando los ingresos de los padres no se encuentran directamente disponibles, como lo es en el caso de este estudio. Al no contar con datos longitudinales, no es posible observar simultáneamente los ingresos de la generación de los hijos y aquellos de la generación de los padres. Una metodología propuesta por Björklund y Jäntti (1997) ha sido ampliamente utilizada en estudios internacionales para resolver este problema. Ésta consiste esencialmente en generar una predicción del ingreso permanente de los padres, basada en características socioeconómicas de los padres reportadas por los hijos. Para llevar a cabo este procedimiento es necesario utilizar dos muestras distintas. En una primera etapa utilizamos una muestra de una generación más antigua para estimar una ecuación de salarios, de modo de obtener coeficientes estimados asociados a los principales determinantes de los ingresos, tales como el nivel de educación o la ocupación. Luego, a partir de una muestra de hijos que reportan la información relevante acerca de sus padres (educación, ocupación...), podemos obtener una predicción del ingreso de éstos, utilizando los coeficientes estimados en la primera etapa. Utilizando esta predicción de los ingresos de los padres, la elasticidad intergeneracional de los ingresos puede ser estimada. Esta metodología es generalmente conocida como *two-sample instrumental variables* (TSIV) o *two-sample two-stage least squares* (TSTSLS). Formalmente, el logaritmo del ingreso corriente de los padres en un período t está dado por:

$$Y_{it}^p = Y_i^p + \alpha_1 Age_{it}^p + \alpha_2 (Age_{it}^p)^2 + \mu_{it}^p \quad (2)$$

Donde μ_{it}^p incorpora fluctuaciones transitorias del ingreso corriente y errores de medición. Se incluye la edad en la ecuación para controlar por efectos del ciclo de vida en los ingresos. Por otro lado, asumimos que el ingreso permanente de los padres está asociado a un set de características socioeconómicas tales como el nivel de educación o el tipo de ocupación, que denotamos por Z_i^p . Luego, el ingreso permanente de los padres puede ser descrito por:

$$Y_i^p = Z_i^p \gamma + v_i^p \quad (3)$$

Donde v_i^p es un término inobservado afectando el ingreso permanente, independiente de Z_i^p . Luego, combinando las ecuaciones (2) y (3), el ingreso corriente de los padres puede ser escrito como sigue:

$$Y_{it}^p = Z_i^p \gamma + \alpha_1 Age_{it}^p + \alpha_2 (Age_{it}^p)^2 + \mu_{it}^p + v_i^p \quad (4)$$

A partir de una muestra I , correspondiente a una generación relativamente más antigua, es posible estimar γ , α_1 y α_2 por MCO. Denotaremos por γ , α_1 y α_2 los estimadores correspondientes. Luego, a partir de una muestra J donde los individuos reportan información acerca de las características socioeconómicas de los padres, se puede obtener una predicción del ingreso de éstos. La predicción del ingreso de los padres se calcula como sigue:

$$Y_{jt}^p = Z_j^p \gamma + \alpha_1 Age_{jt}^p + \alpha_2 (Age_{jt}^p)^2 \quad (5)$$

Finalmente, con esta muestra J donde los individuos reportan sus ingresos para el período s , se puede estimar la elasticidad intergeneracional de los ingresos utilizando la predicción del ingreso de los padres como regresor:

$$Y_{js}^h = \beta_0 + \beta_1 Y_{jt}^p + \beta_2 Age_{js}^h + \beta_3 (Age_{js}^h)^2 + \eta_{js}^h \quad (6)$$

La elasticidad intergeneracional de los ingresos corresponde al estimador de β_1 de la ecuación anterior, donde se controla además por efectos del ciclo de vida en el ingreso corriente del hijo en el período s .

En este estudio, para la primera etapa de la estimación, que corresponde a estimar la ecuación de salarios (4) utilizando la muestra relativamente más antigua, incluimos como variables explicativas, distintos niveles de educación. La ecuación estimada fue la siguiente:

$$Y_{it}^p = \gamma_0 + \gamma_1 dP_i^p + \gamma_2 dS_i^p + \gamma_3 dT_i^p + \gamma_4 dU_i^p + \alpha_1 Age_{it}^p + \alpha_2 (Age_{it}^p)^2 + \varepsilon_{it}^p \quad (7)$$

Donde dP_i^p es una variable dicotómica para educación primaria completa, dS_i^p para educación secundaria completa, dT_i^p para educación técnica completa y dU_i^p para educación universitaria completa. La categoría referencial corresponde a educación primaria incompleta o sin educación formal. Desarrollamos además otra especificación del modelo, donde incluimos cuatro categorías para la ocupación de los padres, asumiendo que junto con el nivel de educación, el tipo de ocupación es un buen instrumento para estimar el ingreso permanente de los padres. Se utilizaron variables dicotómicas para los distintos tipos de ocupación: empleadores, trabajadores por cuenta propia, empleados y obreros, y servicio doméstico.

Los parámetros estimados a partir de (7) y la información de los padres reportada por los hijos, fueron utilizados para predecir el ingreso de los padres en el año t :

$$Y_{jt}^p = \gamma_0 + \gamma_1 dP_j^p + \gamma_2 dS_j^p + \gamma_3 dT_j^p + \gamma_4 dU_j^p + \alpha_1 Age_{jt}^p + \alpha_2 (Age_{jt}^p)^2 \quad (8)$$

Finalmente, la elasticidad intergeneracional de los ingresos se obtuvo estimando la ecuación (6) utilizando la predicción del ingreso del padre como regresor.

La metodología recién descrita es susceptible de producir ciertos sesgos que han sido identificados en la literatura relacionada. Solon (1992, 2002) mostró que un sesgo se puede producir cuando la educación y la ocupación del padre, además de estar correlacionadas con sus propios ingresos, influyen directamente en los ingresos de los hijos. Al emplear la educación y la ocupación del padre para predecir sus ingresos y al no incluirlas como variables explicativas separadas de los ingresos de los hijos, se produciría una sobreestimación de la elasticidad intergeneracional de los ingresos en la segunda etapa de la estimación, producto de variables relevantes omitidas.

Otra fuente de sesgo está relacionada con la edad de los hijos e hijas considerados en la estimación. Diversos estudios han mostrado que las estimaciones de elasticidad intergeneracional de los ingresos se incrementan a medida que los ingresos de los hijos son observados más adelante en sus carreras. Al emplear información acerca de hijos en etapas tempranas de su ciclo de vida, se puede subestimar la elasticidad intergeneracional

de los ingresos, en la medida que los componentes transitorios de los ingresos corrientes estén negativamente correlacionados con los ingresos de largo plazo.²

Por otro lado, al estimar la elasticidad intergeneracional de los ingresos para las mujeres, se debe considerar que en Chile, un alto porcentaje de ellas no trabaja, reportando ingresos nulos. La decisión de participar o no en el mercado laboral no es aleatoria, sino que depende entre otras cosas, de las variables que determinan el ingreso. Al estimar la elasticidad intergeneracional de los ingresos sólo para las mujeres que trabajan, podrían obtenerse estimadores no representativos del comportamiento poblacional. Es necesario aplicar una metodología que tome en cuenta este sesgo de selección.

Para abordar este problema y estimar consistentemente la elasticidad intergeneracional de los ingresos, aplicamos las soluciones propuestas por Heckman (1974) y descritas en Vella (1998). Proponemos dos estimadores que corrigen el problema de sesgo de selección: Un estimador de máxima verosimilitud de Heckman (también conocido como Tobit tipo 2) y un estimador de Heckman en dos etapas. Este tipo de correcciones ha sido aplicado en otros estudios internacionales acerca de movilidad intergeneracional de los ingresos entre padres e hijas lo que permitirá hacer comparaciones. Para calcular dichos estimadores, planteamos un modelo de participación laboral, basado en estudios previos para el caso chileno³. Las variables incluidas en la ecuación de selección corresponden a la edad, edad al cuadrado, número de hijos según distintos tramos de edad, estado civil, una variable *dummy* para los jefes de hogar y una variable *dummy* para los individuos que viven en áreas rurales. Tal como Nuñez y Tartakowsky (2010), incluimos dos variables dicotómicas adicionales para las mujeres: una variable que toma el valor 1 si la madre de la mujer trabajaba, y una variable que toma el valor 1 si la madre de la mujer trabajaba por cuenta propia. La estimación del modelo probit para la participación en la fuerza de trabajo, para todas las mujeres de la muestra,

² Ver por ejemplo Solon (2002), Haider and Solon (2006), Grawe (2006) y Dunn (2007).

³ Contreras y Plaza (2010), Contreras, de Mello y Puentes (2010).

se encuentra en Apéndice Tabla C. La tabla D muestra la estimación del modelo probit para el caso de los hombres. Todas las variables incluidas en el modelo resultan significativas para la decisión de participación en el mercado laboral. Al igual que Lefranc y Trannoy (2005) y Cervini (2009), no incluimos la escolaridad en la ecuación de selección, pues nos gustaría que la elasticidad intergeneracional de los ingresos refleje todos los efectos (incluyendo la educación) que participan en la transmisión intergeneracional de los ingresos, condensados en un solo parámetro. Incluir la escolaridad en la ecuación de selección es incompatible con lo recién planteado, a pesar de que podría ser un determinante de la participación laboral.

Por último, el status socioeconómico de las mujeres no está determinado únicamente por sus ingresos individuales, también depende de los ingresos de sus parejas. Chadwick y Solon (2002) realizan un análisis más detallado de la movilidad de los ingresos para las mujeres casada: Una vez estimada la elasticidad intergeneracional de los ingresos para todas las mujeres de la muestra, se concentran específicamente en las mujeres casadas o convivientes. Para este subconjunto de la muestra, calculan la elasticidad del ingreso de los maridos respecto del ingreso de los padres de las mujeres. También calculan la elasticidad del ingreso en el hogar respecto del ingreso de los padres de las mujeres. El ingreso en el hogar está definido como la suma de los ingresos individuales del hombre y de la mujer. Se encontró que en EEUU, la elasticidad entre los ingresos individuales de las mujeres respecto de los ingresos de sus padres, es de similar magnitud que la elasticidad de los ingresos de los cónyuges de las mujeres respecto de los ingresos de los padres de éstas. Esto puede ser considerado como una señal de que la homogamia (entendida como la tendencia de los individuos a emparejarse con personas de características socioeconómicas similares) juega un rol importante en la transmisión intergeneracional del status económico. El mismo análisis ha sido replicado en otros países⁴, y es llevado a cabo en este estudio. Concretamente, calculamos la elasticidad intergeneracional de los ingresos para las mujeres casadas o convivientes, tomando como variable dependiente, en primer lugar, los ingresos de los cónyuges de las mujeres, y luego, una medida del ingreso

⁴ Hirvonen (2006), Raumm et al. (2007).

en el hogar, definida como la suma de los ingresos individuales de cada miembro de la pareja. Estimamos directamente por MCO, ya que la cantidad de observaciones censuradas es poco relevante, pues la gran mayoría de los maridos presenta ingresos laborales positivos.

III. DATOS

Los datos empleados en este estudio provienen de la *Encuesta de Caracterización Socioeconómica* (CASEN), un estudio representativo a niveles regional y nacional, llevado a cabo periódicamente en Chile desde 1987. La encuesta CASEN provee información acerca de variables socioeconómicas estándar de los distintos miembros de los hogares, tales como edad, género, nivel de educación alcanzado, situación ocupacional, ingresos mensuales en distintos sectores económicos, en áreas rurales y urbanas, y otros. La versión más reciente de esta encuesta cubrió aproximadamente 70.000 hogares.

Para la primera etapa de la estimación, es decir, para obtener los coeficientes necesarios para predecir los ingresos de los padres, utilizamos la encuesta CASEN 1990. La ecuación de salarios es estimada para hombres con edad entre 15 y 55 años, presentando ingresos laborales positivos, y trabajando al menos 30 horas semanales. Dadas estas restricciones, contamos con 20.000 observaciones aproximadamente, como se muestra en el Apéndice, Tablas A y B.

La muestra que representa a la generación de los hijos e hijas corresponde a la encuesta CASEN 2009. Consideramos a los hijos e hijas con edad entre 25 y 40 años, de modo que en 1990 tenían entre 6 y 21. Asumimos que los mecanismos de transmisión de status socioeconómico entre padres e hijos(as) operan principalmente cuando ellos tienen entre 6 y 21 años⁵. Además, tomar este intervalo de edad permite ahorrar problemas de selectividad, pues la participación laboral en Chile es limitada para los menores de 25 años, y se incrementa rápidamente después de esa edad.

⁵ Tal como lo sugieren Becker y Tomes (1979) y Solon (2004)

En esta versión de la encuesta CASEN, además de reportar información estándar sobre variables demográficas y socioeconómicas, los individuos proveen información acerca de distintas características de sus padres. En particular, se les pidió reportar el nivel educacional alcanzado por los padres (agrupado en cinco categorías: i) educación primaria incompleta o sin educación formal, ii) educación primaria completa, iii) educación secundaria completa, iv) educación técnica completa y v) educación universitaria completa) y el tipo de ocupación de los mismos (agrupado en cuatro categorías: i) patrones y empleadores, ii) trabajadores por cuenta propia, iii) servicio doméstico y iv) empleados y obreros). A partir de esta información, es posible generar una predicción del ingreso del padre para aproximadamente 9.000 hijos y 15.000 hijas. Estos pares de padres e hijos(as) incluyen a hijos(as) que trabajan y presentan ingresos laborales positivos, y a hijos(as) que no trabajan y presentan ingresos laborales nulos. Para estimar la elasticidad intergeneracional de los ingresos por el método de máxima verosimilitud propuesto por Heckman, se utilizan tanto las observaciones censuradas como las no censuradas.

Para obtener el estimador TSTSLS, y el estimador de Heckman en dos etapas, consideramos solo a los individuos con ingresos positivos y trabajando al menos de 30 horas semanales⁶. Dadas estas restricciones, disponemos aproximadamente de 8.000 observaciones para hijos y 5.500 para hijas.

En la última parte del estudio, nos enfocamos específicamente en las hijas casadas o convivientes. Contamos con aproximadamente 7.000 observaciones de hijas cuyos maridos o convivientes presentan ingresos positivos y 9.000 hijas tal que al menos un individuo de la pareja presenta ingresos laborales positivos. Finalmente, incluimos en el análisis a las jefas de hogares monoparentales, que representan aproximadamente 1.000 observaciones. La tabla 1 presenta una estadística descriptiva de la muestra empleada.

⁶ Es altamente probable que los ingresos reportados por individuos que se encuentran trabajando menos de 30 horas semanales no sean representativos de sus ingresos permanentes. Para la estimación por Heckman en dos etapas, se llevó a cabo la primera etapa de la estimación (modelo de participación laboral) incluyendo a todos los hijos e hijas, luego se restringió la muestra a aquellos hijos e hijas trabajando al menos 30 horas semanales, y finalmente se llevó a cabo la segunda etapa de la estimación para obtener la elasticidad intergeneracional de los ingresos (se estimó la ecuación (6) pero controlando adicionalmente por el Inverso de Ratio de Mills).

Tabla 1: Estadística descriptiva.

Observaciones	Hijos				Hijas			
Total	9327				15471			
Trabajan al menos 30 horas semanales	7927				5769			
Observaciones Censuradas	936				8602			
Casados(as) o convivientes	8130				10999			
Jefes(as) de hogar	6937				2838			
Variable	Media	Desv. Est.	Min	Max	Media	Desv. Est.	Min	Max
Edad en 2009	33.6	4.5	25	40	33.1	4.6	25	40
Años de escolaridad en 2009	11	3.5	0	20	11	3.5	0	20
Log ingresos laborales en 2009	0.03	0.67	-3.26	3.64	-0.3	0.74	-4.18	3.41
Log ingresos predichos del padre en 1990	0.18	0.4	-1.41	1.51	0.18	0.39	-1.3	1.51

Nota: Esta tabla presenta las observaciones disponibles al predecir el ingreso de los padres sólo a partir de la escolaridad. Al emplear adicionalmente la ocupación para predecir los ingresos de los padres, se pierden algunas observaciones por individuos que no reportan esa información.

IV. RESULTADOS

Las tablas 2 y 3 contienen las estimaciones de la elasticidad intergeneracional de los ingresos (β_1). Los coeficientes de la tabla 2 fueron calculados con la predicción de los ingresos de los padres obtenida a partir de su nivel de educación. En cambio, para la tabla 3, esta predicción se obtuvo a partir de la educación y la ocupación⁷. Los resultados de las regresiones auxiliares para la primera etapa de la estimación (estimación de las ecuaciones de salarios) se encuentran en el Apéndice, tablas A y B. Se muestran los estimadores obtenidos a partir de tres métodos distintos. El estimador MCO no toma en cuenta el problema de sesgo de selección. Los estimadores de Heckman en dos etapas y de Máxima Verosimilitud (Tobit tipo II) corrigen este problema, y el test de hipótesis sobre el parámetro que acompaña al inverso del ratio de Mills sugiere que existe sesgo de selección tanto para mujeres como para hombres. Los resultados indican que los ingresos predichos de los padres tienen un efecto positivo y significativo sobre los ingresos de los hijos⁸.

Para los individuos entre 25 y 40 años, es decir, para toda la muestra, la elasticidad intergeneracional de los ingresos estimada se sitúa entre 0.46–0.74 para los hijos, y 0.45–0.67 para las hijas, dependiendo del método de estimación y de si la ocupación es empleada para predecir los ingresos de los padres además de la educación. Las tablas 2 y 3 también indican que la elasticidad intergeneracional de los ingresos es más baja para el grupo de edad 25-30 que para el grupo de edad 31-40. En una primera instancia, esto podría ser interpretado como un aumento de la movilidad en Chile a lo largo del tiempo. Sin embargo, como se señaló anteriormente, también podría ser el resultado de efectos del ciclo de vida sobre los ingresos de los hijos, disminuyendo la elasticidad intergeneracional de los ingresos para los individuos más jóvenes.

⁷ Los ingresos de la generación de los hijos, y los ingresos predichos de sus padres, fueron expresados en logaritmos y en desviaciones respecto a la media.

⁸ Dado que hemos utilizado una predicción del ingreso del padre como regresor, los errores estándar de los estimadores están subestimados, y debiesen ser corregidos siguiendo la metodología propuesta por Murphy y Topel (1985). Se sugiere este análisis para investigación futura.

Adicionalmente, las tablas 2 y 3 muestran que la elasticidad intergeneracional de los ingresos es en general menor para las hijas que para los hijos. Para la muestra completa, dicha relación se cumple independiente del método de estimación y de la forma en que se predijeron los ingresos de los padres. Este resultado sugiere que las mujeres presentan un grado de movilidad intergeneracional de los ingresos más alto que los hombres.

Tabla 2 : Estimaciones de la elasticidad intergeneracional de los ingresos en Chile

Edad de los hijos e hijas	Predicción del ingreso de los padres a partir de la educación.					
	MCO		Heckman en dos etapas		Máxima Verosimilitud	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
25-40	0.74	0.67	0.61	0.56	0.68	0.64
Obs H: 7927 /M: 5769	[0.053]	[0.041]	[0.018]	[0.019]	[0.053]	[0.043]
31-40	0.74	0.67	0.61	0.57	0.72	0.67
Obs H: 5635 /M: 3852	[0.058]	[0.048]	[0.021]	[0.024]	[0.056]	[0.054]
25-30	0.73	0.65	0.59	0.54	0.59	0.63
Obs H: 2292 /M: 1917	[0.115]	[0.074]	[0.032]	[0.031]	[0.120]	[0.062]
31-35	0.74	0.74	0.6	0.65	0.7	0.67
Obs H: 2438 /M: 1771	[0.068]	[0.059]	[0.032]	[0.032]	[0.067]	[0.059]
36-40	0.75	0.61	0.61	0.48	0.73	0.6
Obs H: 3197 /M: 2081	[0.086]	[0.069]	[0.029]	[0.033]	[0.082]	[0.079]

Nota: Errores estándar robustos entre corchetes.

Tabla 3 : Estimaciones de la elasticidad intergeneracional de los ingresos en Chile

Edad de los hijos e hijas	Predicción del ingreso de los padres a partir de educación y ocupación.					
	MCO		Heckman en dos etapas		Máxima Verosimilitud	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
25-40	0.6	0.54	0.46	0.45	0.56	0.54
Obs H: 7458 /M: 5422	[0.047]	[0.037]	[0.015]	[0.017]	[0.045]	[0.037]
31-40	0.61	0.57	0.47	0.46	0.6	0.59
Obs H: 5298 /M: 3623	[0.054]	[0.042]	[0.018]	[0.021]	[0.050]	[0.044]
25-30	0.57	0.49	0.44	0.43	0.48	0.49
Obs H: 2160 /M: 1799	[0.093]	[0.067]	[0.028]	[0.027]	[0.096]	[0.065]
31-35	0.57	0.61	0.47	0.54	0.56	0.58
Obs H: 2281 /M: 1657	[0.067]	[0.045]	[0.027]	[0.031]	[0.062]	[0.048]
36-40	0.64	0.52	0.47	0.39	0.62	0.52
Obs H: 3017 /M: 1966	[0.076]	[0.065]	[0.024]	[0.028]	[0.072]	[0.068]

Nota: Errores estándar robustos entre corchetes.

La tabla 4 presenta evidencia internacional acerca de la movilidad intergeneracional de los ingresos para hijos e hijas respecto de sus padres. La mayoría de los estudios internacionales que analizan la movilidad de los ingresos entre padres e hijas, se han realizado en países desarrollados que cuentan con datos longitudinales, y han estimado la elasticidad intergeneracional de los ingresos directamente por MCO, sin tener que predecir los ingresos de los padres. Los estudios de Lefranc y Trannoy (2005) y Cervini (2009) aplican metodologías similares a la llevada a cabo en este estudio: generan una predicción de los ingresos de los padres y emplean correcciones de tipo Heckman para enfrentar el problema sesgo de selección.

La evidencia indica que las estimaciones de la elasticidad intergeneracional de los ingresos para Chile, reportadas en las tablas 2 y 3, son sustancialmente mayores que las estimaciones obtenidas por otros estudios internacionales: La movilidad de los ingresos entre generaciones es más baja en Chile que en otros países más desarrollados, tanto para hombres como para mujeres. De hecho, los coeficientes estimados para Chile son mayores que aquellos para Estados Unidos y Reino Unido, considerados dentro de los

países con menor movilidad intergeneracional de los ingresos entre los países desarrollados.

Por otro lado, al igual que en nuestro estudio, la evidencia internacional encuentra en general menores coeficientes para las hijas que para los hijos. En otras palabras, los ingresos de los padres determinan en menor medida los ingresos de sus hijas que los ingresos de sus hijos. Raumm et al. (2007) y Hirvonen (2006) consideran la homogamia como un mecanismo que puede explicar estas diferencias sobre los coeficientes estimados entre hombres y mujeres. Se argumenta que la transmisión de status socioeconómico no depende únicamente de la persistencia de los ingresos individuales, también depende de los ingresos de las parejas de los individuos. Un alto nivel de homogamia puede atenuar la relación entre los ingresos de las mujeres y los de sus padres, lo que no necesariamente significa una mayor movilidad del status socioeconómico. Dichos estudios replican el análisis de Chadwick y Solon (2002) previamente explicado.

Los resultados obtenidos para distintos países al aplicar el análisis de Chadwick y Solon (2002) se encuentran en la tabla 5. Al tomar como variable dependiente el ingreso de la pareja o el ingreso en el hogar, los coeficientes estimados son generalmente de igual magnitud, o incluso mayores que cuando se emplea como variable dependiente los ingresos individuales de las mujeres. Los autores concluyen que la homogamia juega un rol importante en la transmisión de status socioeconómico, pues el ingreso del hogar y el de las parejas están tanto o más determinados por los ingresos de los padres de las mujeres casadas o convivientes, como lo están sus propios ingresos.

Tabla 4: Resumen de estimaciones internacionales de la elasticidad intergeneracional de los ingresos.

País	Estudio	Edad de hijos/hijas	Método de Estimación					
			OLS		TSTSLS		Heckman	
			Hijas	Hijos	Hijas	Hijos	Hijas	Hijos
Dinamarca	Jaanti et al. (2006)*	30-42	0.03	0.07				
Dinamarca	Raumm et al. (2007)*	41-42	0.19	0.26				
EEUU	Chadwick y Solon (2002)*	25-40	0.35-0.49	0.43-0.58				
EEUU	Jaanti et al. (2006)*	30-42	0.28	0.52				
EEUU	Mazumder (2001)	30-35	0.5-0.6	0.5-0.6				
EEUU	Raumm et al. (2007)*	41-42	0.25	0.48				
España	Cervini (2009)	30-50			0.5-0,58	0.38-0.43	0.37-0.5	
Finlandia	Jaanti et al. (2006)*	30-42	0.08	0.17				
Finlandia	Osterbacka (2001)	25-45	0.13	0.1				
Finlandia	Raumm et al. (2007*)	41-42	0.2	0.29				
Noruega	Bratberg et al. (2005)*	30-35	0.13-0.16	0.13-0.22				
Noruega	Jaanti et al. (2006)*	30-42	0.11	0.16				
Noruega	Nilsen et al (2008)*	36-40	0.19-0.23	0.28-0.34				
Noruega	Raumm et al. (2007)*	41-42	0.19	0.27				
Francia	Lefranc y Trannoy (2005)*	30-40			0.23-0.33	0.34-0.44	0.28-0.33	0.35-0.46
Japón	Ueda (2009)*	20-64			0.3-0.38	0.41-0.46		
Reino Unido	Dearden, Machin y Reed (1997)	33	0.45-0.7	0.4-0.6				
Reino Unido	Jaanti et al. (2006)	30-42	0.33	0.3				
Reino Unido	Raumm et al. (2007)*	41-42	0.27	0.42				
Suecia	Jaanti et al. (2006)*	30-42	0.19	0.26				
Suecia	Hirvonen (2006)*	34-37	0.24-0.25	0.26-0.3				
Suecia	Osterberg (2000)*	25+	0.06-0.08	0.13-0.14				

* La elasticidad estimada es menor para las hijas que para los hijos.

Tabla 5: Resumen de estimaciones internacionales tomando distintas medidas del ingreso

País	Estudio	Todas: Elasticidad del ingreso de las hijas respecto del ingreso de sus padres.	Casadas y convivientes: Elasticidad del ingreso de las parejas respecto del ingreso de sus padres.	Casadas y convivientes: Elasticidad de la suma de los ingresos de las hijas y sus maridos respecto del ingreso de sus padres.
Dinamarca	Raumm et al. (2007)	0.19	0.16	0.19
EEUU	Raumm et al. (2007)	0.25	0.37	0.36
EEUU	Chadwick and Solon (2002)	0.39-0.43	0.36	0.35-0.39
Finlandia	Raumm et al. (2007)	0.2	0.21	0.23
Noruega	Raumm et al. (2007)	0.19	0.21	0.21
Reino Unido	Raumm et al. (2007)	0.27	0.27	0.33
Suecia	Hirvonen (2006)	0.24-0.25	0.23	0.24-0.25

Las tablas 6 y 7 contienen los coeficientes estimados para el caso de Chile. En primer lugar nos enfocamos en las mujeres casadas o convivientes, cuyos maridos o convivientes presentan ingresos laborales positivos. Tomando como variable dependiente el ingreso de la pareja (expresado en logaritmo y en desviación respecto a la media), para todas las mujeres de la muestra, se encuentra una elasticidad significativa entre 0.64-0.83 respecto al ingreso predicho de los padres de las mujeres. Enseguida analizamos a las mujeres casadas o convivientes, tal que al menos un miembro de la pareja presenta ingresos positivos. Tomando como variable dependiente el ingreso familiar, definido como la suma de los ingresos individuales de cada miembro de la pareja (expresado en logaritmo y en desviación respecto a la media), para todas las mujeres de la muestra, se encuentra una elasticidad significativa entre 0.72-0.9 respecto del ingreso predicho de los padres.

Las elasticidades estimadas en esta parte del estudio son mayores que las elasticidades estimadas entre los ingresos individuales de las mujeres respecto de los ingresos de sus padres. Este resultado sugiere que la homogamia en Chile es un fenómeno importante, pues los ingresos de los cónyuges de las mujeres están altamente determinados por los ingresos de los padres de ellas. También se deduce que en Chile existe una alta persistencia en el status socioeconómico de las mujeres, pues el ingreso familiar en su vida adulta está fuertemente influido por los ingresos de sus padres. Por último, el nivel de homogamia parece ser más fuerte en Chile que en países más desarrollados, donde se ha aplicado el ejercicio de Chadwick y Solon (2002), encontrando elasticidades menores.

Adicionalmente, para comprobar que la fuerte influencia de los ingresos de los padres sobre los ingresos del hogar de las hijas durante la adultez, no ocurre únicamente en los hogares biparentales (individuos casados o convivientes), incluimos en el análisis a las jefas de hogares monoparentales. En otras palabras, calculamos la elasticidad del ingreso en el hogar respecto del ingreso predicho de los padres, incorporando adicionalmente en la estimación a las mujeres no casadas o convivientes, pero que sí son jefas de un hogar. La tabla E en Apéndice indica los resultados de la estimación, que

sugieren que al incluir a las jefas de hogares monoparentales en el análisis, no se produce un gran cambio en la influencia de los ingresos de los padres sobre los ingresos del hogar de sus hijas en la adultez. La elasticidad estimada se encuentra en el rango 0.66-0.85.

Tabla 6: Elasticidad del ingreso de las parejas respecto del ingreso predicho de los padres de las hijas.

Predicción del ingreso de los padres a partir de la educación.		Predicción del ingreso de los padres a partir de la educación y ocupación.	
Edad Hijas	Elasticidad	Edad Hijas	Elasticidad
25-40	0.83	25-40	0.64
Obs: 7342	[0.055]	Obs: 6491	[0.056]
31-40	0.85	31-40	0.71
Obs: 5221	[0.062]	Obs: 4935	[0.062]
25-30	0.78	25-30	0.5
Obs: 2121	[0.114]	Obs: 2006	[0.100]
31-35	0.79	31-35	0.73
Obs: 2283	[0.088]	Obs: 2299	[0.079]
36-40	0.9	36-40	0.7
Obs: 2938	[0.081]	Obs: 3202	[0.089]

Nota: Errores estándar robustos ente corchetes.

Tabla 7: Elasticidad del ingreso del hogar respecto del ingreso predicho de sus padres.

Predicción del ingreso de los padres a partir de la educación.		Predicción del ingreso de los padres a partir de la educación y ocupación.	
Edad Hijas	Elasticidad	Edad Hijas	Elasticidad
25-40	0.9	25-40	0.72
Obs: 9016	[0.049]	Obs: 8506	[0.046]
31-40	0.91	31-40	0.76
Obs: 6433	[0.058]	Obs: 6067	[0.056]
25-30	0.89	25-30	0.64
Obs: 2583	[0.091]	Obs: 2939	[0.082]
31-35	0.85	31-35	0.73
Obs: 2805	[0.077]	Obs: 2627	[0.069]
36-40	0.94	36-40	0.77
Obs: 3628	[0.081]	Obs: 3440	[0.084]

Nota: Errores estándar robustos entre corchetes.

V. CONCLUSION

Este estudio establece una medida de la movilidad intergeneracional de los ingresos en Chile, un país en desarrollo con una de las distribuciones de ingresos más desiguales del mundo. En comparación con países más desarrollados, la movilidad intergeneracional de los ingresos en Chile es muy baja, tanto para hombres como para mujeres. Siguiendo la metodología desarrollada por Björklund y Jäntti (1997), se estima que la elasticidad intergeneracional de los ingresos se sitúa en torno a 0.6-0.7 para los hijos y 0.55-0.65 para las hijas.

Adicionalmente, se encuentra un mayor grado de movilidad de los ingresos entre padres e hijas que entre padres e hijos, lo cual es consistente con la mayoría de la evidencia internacional. Estos resultados pueden ser explicados por el alto nivel de homogamia del cual se encuentra evidencia. Siguiendo el análisis de Chadwick y Solon (2002), se deduce que los ingresos de las mujeres casadas o convivientes, están menos

determinados por los ingresos de sus padres que los ingresos de sus parejas. Igualmente, el ingreso familiar de dichas mujeres está más influido por el ingreso de sus padres que sus propios ingresos individuales. A pesar de que la movilidad intergeneracional de los ingresos es mayor para mujeres, la fuerte homogamia indica que no necesariamente poseen una mayor movilidad en cuanto a su status socioeconómico. Además, los resultados sugieren que la homogamia es más potente en Chile que en el resto de los países donde se han desarrollado estudios comparables.

La alta inmovilidad intergeneracional de los ingresos en Chile, establecida en esta investigación, puede estar determinada por otros mecanismos aparte de la fuerte homogamia de la cual se encontró evidencia. Ésta puede estar explicada o acompañada por otros tipos de inmovilidad social, por ejemplo, sobre los niveles de educación alcanzados, o sobre las distintas categorías de ocupación. Para una mayor comprensión de la movilidad social y de la reproducción de las desigualdades, se sugiere complementar esta investigación con estudios acerca de la movilidad intergeneracional a nivel de la educación y la ocupación en Chile.

VI. APÉNDICE

Tabla A: Estimación de la ecuación de ingresos con educación y edad como regresores.
Variable dependiente: log ingresos laborales

Regresor	Coefficiente	Error Estándar Robusto
Educación primaria completa	0.25386	0.015075
Educación secundaria completa	0.684934	0.0172316
Educación técnica completa	1.003657	0.0527496
Educación universitaria completa	1.557921	0.0350253
Edad	0.0666948	0.0045144
Edad ²	-0.0006423	0.0000645
Constante	9.038208	0.0746462

Nota: Todos los coeficientes son significativos al 1%. La ecuación fue estimada para hombres con edad entre 15 y 55 años, presentando ingresos laborales positivos, y trabajando al menos 30 horas semanales. Si se estima la ecuación solo para padres, los coeficientes estimados cambian de modo casi insignificante.

Observaciones	20622
R ² Ajustado	0.31

Tabla B: Estimación de la ecuación de ingresos con educación, edad y ocupación como regresores.

Variable dependiente: log ingresos laborales

Regresor	Coeficiente	Error Estándar Robusto
Educación primaria completa	0.2532959	0.014637
Educación secundaria completa	0.6734032	0.0165667
Educación técnica completa	0.9843829	0.0494292
Educación universitaria completa	1.504873	0.0338018
Edad	0.0684552	0.0043228
Edad ²	-0.0007193	0.0000613
Empleador o Patrón	1.291584	0.0530229
Trabajador por cuenta propia	0.2648505	0.0167968
Servicio Doméstico	-0.2730612	0.1166435
Constante	8.993771	0.0720398

Nota: Todos los coeficientes son significativos al 1%. La ecuación fue estimada para hombres con edad entre 15 y 55 años, presentando ingresos laborales positivos, y trabajando al menos 30 horas semanales. Si se estima la ecuación solo para padres, los coeficientes estimados cambian de modo casi insignificante

Observaciones	20340
R ² Ajustado	0.37

Tabla C: Participación laboral femenina
Modelo Probit

Regresor	Coefficiente	Error Estándar Robusto
Edad	0.2889968	0.0043859
Edad^2	-0.0041995	0.0000667
N° Hijos menores de 3 años	-0.2682776	0.0025213
N° Hijos 3-5 años	-0.1282787	0.002449
N° Hijos 6-10 años	-0.1855749	0.0018813
N° Hijos 11-17 años	-0.148536	0.0017965
Casada o conviviente = 1	-0.2185498	0.0044903
Jefa de hogar = 1	0.5382146	0.0041249
La madre trabajaba = 1	0.1022923	0.0027584
La madre trabajaba por cuenta propia = 1	0.0766646	0.0046245
Area rural = 1	-0.3980303	0.0038376
Constante	-4.50528	0.0709194
Nota: Todos los coeficientes son significativos al 1%		
Observaciones	1095896	

Tabla D: Participación laboral masculina
Modelo Probit

Regresor	Coefficiente	Error Estándar Robusto
Edad	0.2263708	0.0077685
Edad^2	-0.0030546	0.000119
N° Hijos menores de 3 años	0.0416974	0.0047334
N° Hijos 3-5 años	-0.0226035	0.0047324
N° Hijos 6-10 años	0.0447642	0.0037265
N° Hijos 11-17 años	-0.1104544	0.0035501
Casada o conviviente = 1	0.3844841	0.0063414
Jefa de hogar = 1	0.4961017	0.0064962
Area rural = 1	-0.0820819	0.006897
Constante	-3.353503	0.1249013
Nota: Todos los coeficientes son significativos al 1%		
Observaciones	689094	

Tabla E: Elasticidad del ingreso del hogar respecto del ingreso predicho de sus padres, incluyendo a las jefas de hogares monoparentales.

Predicción del ingreso de los padres a partir de la educación.		Predicción del ingreso de los padres a partir de la educación y ocupación.	
Edad Hijas	Elasticidad	Edad Hijas	Elasticidad
25-40	0.85	25-40	0.66
Obs: 10299	[0.047]	Obs: 9698	[0.043]
31-40	0.84	31-40	0.68
Obs: 7401	[0.056]	Obs: 6972	[0.052]
25-30	0.85	25-30	0.63
Obs: 2898	[0.086]	Obs: 2726	[0.076]
31-35	0.82	31-35	0.7
Obs: 3180	[0.072]	Obs: 2976	[0.064]
36-40	0.86	36-40	0.67
Obs: 4221	[0.080]	Obs: 3996	[0.079]

Nota: Errores estándar robustos ente corchetes.

VII. 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.

Björklund, A. y M. Jäntti (1997), "Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States", *American Economic Review* 87(5), pp. 1009- 1018.

Bratberg, E., Nilsen, O. y K. Vaage (2005), "Intergenerational earnings mobility in Norway: levels and trends", *Scandinavian Journal of Economics* 107(3), pp. 419-35.

Cervini, M. (2009), "Measuring intergenerational income mobility in Spain: a selection-bias free approach", *Universitat Autònoma de Barcelona, Departament d'Economia Aplicada Working Paper*

Contreras, D., De Mello, L. y E. Puentes (2010), "The determinants of labor force participation and employment in Chile", *Applied Economics, First published on: 21 September 2010 (iFirst)*

Contreras, D. y G. Plaza (2010), "Cultural factors in women's labor force participation in Chile", *Feminist economics* 16(2), pp. 27-46.

Chadwick, L. y G. Solon (2002), "Intergenerational income mobility among daughters", *American Economic Review* 92(1), pp. 335-44.

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

Dunn, C. (2007), "The intergenerational transmission of lifetime earnings: Evidence from Brazil", *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy* 7(2).

Grawe, N. (2006), "Lifecycle bias in estimates of intergenerational earnings persistence", *Labour Economics* 13(5), pp. 551-570.

Haider, S. and G. Solon (2006), "Life-cycle variation in the association between current and lifetime earnings", *American Economic Review* 96(4), pp. 1308- 1320.

Hirvonen, L. (2008), "Intergenerational earnings mobility among daughters and sons: Evidence from Sweden and a comparison with the United States", *American journal of economics and sociology* 67(5), pp. 777-826.

Jäntti, M., Bratsberg, B., Røed, K., Raaum, O., Naylor, R., Österbacka, E., Björklund, A. y T. Eriksson (2006), "American exceptionalism in a new light: A comparison of intergenerational earnings mobility in the Nordic countries, the United Kingdom and the United States", *Discussion paper no. 1938, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn*.

Lefranc, A. y A. Trannoy (2005), "Intergenerational earnings mobility in France: Is France more mobile than the US?", *Annales d'Economie et de Statistique* 78, pp. 57-77.

Mazumder, B. (2001), "Earnings mobility in the US: A new look at intergenerational inequality", *University of California, Berkeley, Center for Labor Economics Working Paper*.

Murphy, K. y R. Topel (1985), "Estimation and inference in two-step econometric models", *Journal of Business & Economic Statistics* 3(4), pp. 370-379.

Nilsen, O., Vaage, K., Arvik, A. y K. Jacobsen (2008), "Estimates of intergenerational elasticities based on lifetime earnings", *Discussion paper no. 3709, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn*.

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.

Österbacka, E. (2001), "Family background and economic status in Finland", *Scandinavian Journal of Economics* 103(3), pp. 467-484.

Österberg, T. (2000), "Intergenerational income mobility in Sweden: What do tax-data show?" *Review of Income and Wealth* 46(4), pp 421-436.

Raaum, O., Bratsberg, B., Knut, R., Österbacka, E., Eriksson, T., Jäntti M. y R. Naylor (2007), "Marital sorting, household labor supply and intergenerational earnings mobility across countries", *The B.E. Journal of Economic Analysis and Policy* 7(2).

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.

Ueda, A. (2009), "Intergenerational Mobility of Earnings and Income in Japan," *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy* 9(1)

Vella, F. (1998): "Estimating models with sample selection bias: A survey" *Journal of Human Resources* 32(1), pp 127–169.

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