



UNIVERSIDAD DE CHILE

FACULTAD DE ECONOMÍA Y NEGOCIOS

ESCUELA DE ECONOMÍA Y ADMINISTRACIÓN

Movilidad Intergeneracional de Ingresos y Asociación de Parejas: Evidencia para Chile

Seminario de Título

INGENIERO COMERCIAL Mención ECONOMÍA

Autor:

Cristián A. SÁNCHEZ
MONTESINOS

Profesor Guía:

Oswaldo LARRAÑAGA J.

Santiago, Chile

Enero 2009

Movilidad Intergeneracional de Ingresos y Asociación de Parejas: Evidencia para Chile¹

Cristián Sánchez Montesinos²

Enero 2009

Abstract

En el presente trabajo desarrollo un modelo que une las literaturas de movilidad intergeneracional y *assortative mating*. Dicho modelo me permite analizar la elasticidad de ingresos padre-hijo desde una perspectiva un poco más amplia y más completa de lo que hasta ahora se ha hecho en Chile. Con datos de la Encuesta CASEN para los años 1990 y 2006, estimo un coeficiente para la correlación intergeneracional de ingresos de entre 0.5 y 0.69. Al mismo tiempo, estimo un coeficiente de correlación intrageneracional de ingresos de alrededor de 0.6, que coincide con el parámetro de *assortative mating* en educación estimado. El conjunto de los resultados obtenidos me permite concluir dos cosas: Primero que, tal como evidencian trabajos anteriores, el grado de movilidad intergeneracional en Chile es extremadamente bajo; y segundo que, así como la posición económica de los padres es importante para predecir aquélla de sus hijos, las características socioeconómicas del cónyuge y de su familia lo son también, y en un nivel comparable.

¹Agradezco la dedicación y disposición de mi profesor guía, Osvaldo Larrañaga; a Paulina Sepúlveda, por su importante ayuda en el manejo de las bases de datos; y, por supuesto, el incondicional apoyo de mis padres, hermanos y amigos.

²Universidad de Chile: crsanche@fen.uchile.cl

Índice

1. Introducción	3
2. Revisión de la Literatura	4
3. Marco Teórico	6
3.1. El Modelo	6
3.1.1. Problema del hijo	7
3.1.2. Problema de los padres	8
3.2. Ecuación de Movilidad Intergeneracional: Sesgos en la estimación	10
4. Datos y Metodología	12
5. Resultados	17
6. Conclusiones	24

1. Introducción

En el presente documento, me encargo de relacionar dos literaturas claves en la teoría económica de la familia: la movilidad intergeneracional y la asociación de parejas (o *assortative mating*). Examino cuán importantes son las características socioeconómicas de los padres en determinar los ingresos futuros de sus hijos, al mismo tiempo que me preocupo de cuantificar los efectos que el cónyuge y su familia pueden ejercer en la propia posición económica.

Se entiende como la ocurrencia de movilidad intergeneracional al caso en que los hijos ocupan diferentes posiciones socioeconómicas en su generación, respecto a la que ocuparon sus padres en la propia. De esta forma, un coeficiente de correlación de ingresos (o de *status* socioeconómico) padres-hijo igual a cero nos estaría diciendo que existe perfecta movilidad intergeneracional; del mismo modo, un coeficiente igual a uno significaría que no existe del todo movilidad intergeneracional.

Por otro lado, se suele ver a la movilidad intergeneracional como una medida de igualdad de oportunidades. Así, un país con una alta movilidad padres-hijo vendría siendo un país con un alto grado de igualdad de oportunidades, y lo contrario para un país relativamente inmóvil. Para el caso de Chile, los estudios sobre movilidad intergeneracional datan desde hace menos de cinco años, y comienzan con el trabajo de Núñez & Risco (2004), quienes concluyen que en nuestro país las oportunidades distan mucho de ser iguales para todos.

La asociación de parejas se refiere al grado de correlación que existe entre distintas características socioeconómicas de los esposos. Es bien sabido que las personas tienden a casarse con otras de similares características. Hasta cierto punto, esto puede ser resultado de la propia rutina de las interacciones sociales: las personas se relacionan en las escuelas, vecindarios, lugares de trabajo, y otras instancias que generalmente tienden a juntar a individuos parecidos. Ante esto, la teoría económica trata de explicar los *matches* o emparejamientos desde una perspectiva de maximización del bienestar de las personas en el matrimonio. De acuerdo a Becker (1991), las parejas se formarían bajo la premisa de la complementariedad, es decir, un hombre con una alta productividad en el mercado del trabajo tendería a juntarse con una mujer de baja productividad; en este caso, el tiempo de la mujer en el hogar complementa a aquél del hombre en el mercado laboral. Por otro lado, Lam (1988) señala que el bienestar de la pareja

depende de la cantidad de bienes comprados fuera del hogar, lo que abriría espacio para una teoría que fundamente los emparejamientos entre iguales.

En este trabajo, más allá de cuantificar robustamente la correlación entre las características socioeconómicas de las parejas chilenas, me preocupó de determinar hasta qué punto las características del cónyuge son importantes en la determinación de la posición económica del individuo, lo que contrasta con la correlación intergeneracional observada entre padres e hijos.

Luego de esta breve introducción, el documento se ordena de la siguiente forma: La sección 2 hace una pequeña revisión de la literatura sobre movilidad intergeneracional y *assortative mating*. Enseguida, presento el marco teórico sobre el cual baso mi trabajo empírico. La sección 4 describe los datos que ocupó y la metodología con la que estimo el modelo teórico. En la sección 5 presento los resultados obtenidos; para finalizar con conclusiones y comentarios en la sección 6.

2. Revisión de la Literatura

La literatura sobre movilidad intergeneracional data desde hace más de cuatro décadas. Su medición generalmente se hace en el *status* socioeconómico de los hijos en relación al de sus padres. Al respecto, Sewell & Hauser (1975) estiman una correlación de 0.18 entre los ingresos de los hijos y aquéllos de sus padres, para Estados Unidos. Por su parte, Bielby & Hauser (1977) también plantean una correlación similar para Estados Unidos, de alrededor de 0.16 entre el logaritmo de los ingresos de los padres y los ingresos de sus hijos. Por su parte, Behrman & Taubman (1985) calculan un coeficiente estimado de 0.2 en la correlación padre-hijo del logaritmo de los ingresos. Sin embargo, Solon (1992) critica la mayor parte de estos estudios y sus resultados, acusándolos de adolecer de sesgos en los coeficientes estimados. Él rehace las estimaciones, teniendo en cuenta todos los posibles sesgos, y postula que la verdadera correlación intergeneracional de ingresos en Estados Unidos es, a lo menos, el doble de lo que los estudios anteriores estimaron. De ahí en adelante, las estimaciones sobre correlaciones de ingresos padre-hijo se hicieron más frecuentes, sobretudo en países desarrollados. Dentro de los estudios que siguen la línea de Solon (1992) está Dearden, Machin & Reed (1997), que

estiman, con datos de la National Child Development Survey del Reino Unido, una correlación de ingresos de entre 0.4 y 0.6 para hijos varones, y de entre 0.45 y 0.7 para hijas. Por otro lado, Núñez & Risco (2004) son los primeros en aventurar una estimación de la correlación de ingresos entre hijos y padres para Chile: utilizando datos de la Encuesta de Ocupación y Desocupación en el Gran Santiago para los años 1967, 1977, 1987 y 2004, calculan un coeficiente de movilidad intergeneracional de ingresos de entre 0.44 y 0.68.

La evidencia sobre la asociación de parejas, o *assortative mating*, no es escasa. Cientistas sociales, principalmente, han desarrollado una variada investigación sobre el emparejamiento entre hombres y mujeres. Becker (1973) fue el primero en enfocarse en las dimensiones económicas de la búsqueda de esposo(a). Él postulaba, mediante un modelo teórico, que la asociación de parejas se producía entre hombres de altos ingresos y mujeres especializadas en actividades fuera del mercado laboral, tales como los quehaceres del hogar y el cuidado de los niños. La prueba empírica del modelo de Becker ha sido, en cierto sentido, problemática. A pesar de que la evidencia es mixta, la mayoría de las estimaciones han mostrado una correlación positiva en los ingresos de los esposos, es decir, un emparejamiento o *marital sorting* positivo. Dentro de estos trabajos se encuentran Lam (1988); Nakosteen & Zimmer (2001); y Nakosteen, Westerland & Zimmer (2004). También se ha estudiado el tema de *assortative mating* de acuerdo a correlaciones en la escolaridad de los esposos. Al respecto, Chan & Halpin (2000), usando datos de la British Household Panel Survey, encuentran que dicha correlación se ha mantenido estable en el Reino Unido durante la segunda mitad del siglo XX, con un 40% hombres casándose con mujeres con su mismo nivel educacional. También para el Reino Unido, Fernández (2001) estima una correlación de 0.5 en la escolaridad de los esposos, con datos del British Cohort Study.

No obstante lo anterior, los estudios que relacionan directamente la movilidad intergeneracional y la asociación de parejas (*assortative mating*)³ son pocos. Dentro de ellos está el trabajo de Chadwick & Solon (2002), quienes encuentran que la asociación de parejas juega un papel central en el proceso de transmisión intergeneracional en los Estados Unidos; en particular, los ingresos de los cónyuges resultan ser tan elásticos como los propios ingresos

³En adelante, ocuparé los términos “asociación de parejas” y “*assortative mating*” indistintamente para referirme al mismo concepto.

de los hijos, respecto de los ingresos de los padres. Por otra lado, Ermisch, Francesconi & Siedler (2005), con datos del German Socio-Economic Panel y de la British Household Panel Survey, encuentran que, en promedio, un 40-50% de la covarianza entre los ingresos familiares permanentes de los padres y aquéllos de los hijos se atribuye a la persona con la cuál ellos se casan.

El presente trabajo pretende ser un primer intento en desenmascarar el rol que juega la asociación de parejas en la transmisión intergeneracional de ingresos y, al mismo tiempo, una nueva estimación del grado de movilidad intergeneracional de ingresos, para el caso de Chile.

3. Marco Teórico

La idea de esta sección es servir como guía para el trabajo empírico de las siguientes secciones. A continuación, presento un modelo teórico simple de transmisión intergeneracional de capital humano y de *assortative mating* en educación. Me concentro también en estudiar los posibles sesgos que pueden presentarse al estimar una de las ecuaciones principales del modelo teórico, aquélla de la movilidad intergeneracional.

3.1. El Modelo

Para poder desarrollar un modelo de transmisión intergeneracional de capital humano y de *assortative mating* en educación, es necesario unir las literaturas de movilidad intergeneracional y de *assortative mating*. Con este propósito, Ermisch & Francesconi (2002) desarrollaron un modelo basado en Becker & Tomes (1986) y en Boulier & Rosenzweig (1984). El desarrollo empírico de mi trabajo sigue directamente este modelo. En lo que sigue, presento los puntos más importantes. Para un mayor desarrollo, recomiendo dirigirse directamente a su trabajo.

El modelo está compuesto por dos subproblemas: Primero, los padres eligen el nivel de capital humano óptimo de su hijo. Luego, cada hijo, dados su stock de capital humano, un nivel de atractivo y un nivel de “suerte en el mercado laboral”⁴, elige a su pareja óptima. Se asume que las familias tienen un(a) sólo(a) hijo(a), que los padres son altruistas y que el

⁴Con esto me refiero a variables que determinan la situación laboral del individuo y que están fuera de su control, como por ejemplo la tasa de desempleo de la región y/o comuna de residencia.

capital humano está dado solamente por los años de educación. Como mucha de la literatura que aborda el tema, se asume también que todos los pares padres-hijo juegan un juego no cooperativo en el cuál cada agente maximiza su función objetivo tomando las acciones de los demás como dadas; esto redundando en un equilibrio de Nash eficiente. A continuación, presento cada uno de los subproblemas.

3.1.1. Problema del hijo

El problema al que se enfrenta cada hijo en su adultez es uno de *marital searching* o búsqueda de pareja. De este modo, cada hijo, dotado con un nivel de atractivo, ε_t , y con un nivel de suerte en el mercado laboral, e_t , elige a su pareja óptima. Los años de educación son elegidos en un período anterior ($t - 1$) por los padres y son denotados por H_t . τ_t es el tiempo de búsqueda de pareja, y_t^s son los ingresos del hijo adulto mientras soltero, y y_t^m los ingresos del hijo adulto cuando casado. Cada individuo decide, entonces, el tiempo de búsqueda óptimo (o, si se prefiere, elige a su pareja óptima), τ_t , de acuerdo al siguiente problema:

$$Max \quad (\tau_t - H_t)y_t^s + (T - \tau_t)y_t^m$$

$$\text{s.a} \quad y_t^s = \mu_1 H_t + \mu_2 e_t + \mu_3 \varepsilon_t$$

$$y_t^m = \gamma_1 H_t + \gamma_2 e_t + \gamma_3 \varepsilon_t + \gamma_4 \tau_t H_t^P$$

donde $0 < \tau_t < T$, con T como el número total de años de vida del individuo⁵. La función objetivo a maximizar por cada hijo es una suma ponderada de sus ingresos cuando soltero y de sus ingresos cuando casado, con sus respectivos ponderadores: el tiempo antes de casarse y después de haber terminado de estudiar, y el tiempo después de haberse casado. H_t^P es el nivel de capital humano del (la) potencial esposo(a) medido en años. Se presume que el capital humano propio afecta de manera positiva a los ingresos en los dos estados del individuo, soltero y casado, y que el capital humano del (la) potencial esposo(a) también afecta positivamente a los ingresos del individuo casado. También se presume que un mayor tiempo de búsqueda de

⁵Más específicamente, T es la edad a la que el individuo deja de recibir ingresos. Si se asume que las personas suavizan consumo de tal forma de nunca dejar de percibir ingresos, T coincide con el número total de años de vida

pareja aumenta los ingresos en el estado casado, es decir, $\gamma_4 > 0$. Esto es consistente con los argumentos de Becker (1991), quién plantea que un menor tiempo de búsqueda disminuye las posibilidades que tiene el individuo para informarse sobre sus potenciales parejas.

Otro supuesto central del modelo es que no existen emparejamientos aleatorios, sino que los agentes se eligen de acuerdo a características específicas y complementarias. El modelo incorpora esta idea de una forma muy simple, asumiendo que existe *assortative mating* en educación de acuerdo a la siguiente ecuación:

$$H_t^p = \beta_0 + \beta_1 H_t \quad (-1)$$

donde β_1 representa el grado de *assortative mating*. La ecuación (1) puede ser aumentada, tal como se explicita en Boulier y Rosenweig (1984), incluyendo variables como el grado de atractivo, el tiempo de búsqueda, características del mercado del matrimonio, entre otras. Sin embargo, para una mejor resolución del modelo, voy a dejar esta ecuación lo más simple posible.

3.1.2. Problema de los padres

Se asume que los padres maximizan una función de utilidad conjunta en donde eligen el nivel de capital humano óptimo de su único hijo. Dicha función de utilidad representa las preferencias de los padres por el consumo propio y por los ingresos futuros de su hijo, y se asume Cobb-Douglas. Los ingresos futuros del hijo son representados por la siguiente ecuación

$$y_t = (1 - \phi)y_t^s + \phi y_t^m$$

con $\phi \in (0, 1)$. Es decir, y_t es una suma ponderada de los ingresos del hijo mientras soltero y mientras casado. ϕ representa la probabilidad ex-ante de estar casado. De esta forma, el problema que enfrentan los padres es

$$Max \quad (1 - \alpha)C_{t-1} + \alpha y_t$$

$$\begin{aligned} \text{s.a} \quad y_{t-1} &= p_c C_{t-1} + p_h H_t \\ y_t &= (1 - \phi)y_t^s + \phi y_t^m \end{aligned}$$

donde y_{t-1} representa el ingreso permanente de los padres y $\alpha \in (0, 1)$ la preferencia relativa de los padres por la educación de sus hijos en relación al propio consumo. p_c y p_h son los precios unitarios del consumo y de la educación, respectivamente, en el período $t - 1$.

Las soluciones de los dos subproblemas y su interacción con aquéllas del cónyuge, permiten llegar a las siguientes ecuaciones:

$$y_t = \rho_0 + \rho_1 y_{t-1} + u_{1t} \quad (-3)$$

$$y_{t-1}^p = \lambda_0 + \lambda_1 y_{t-1} + u_{2t} \quad (-2)$$

donde y_{t-1}^p es el ingreso permanente de los padres del cónyuge.

El parámetro ρ_1 de la ecuación (2) es conocido como *correlación intergeneracional* o parámetro de transmisión intergeneracional, y mide la correlación que existe entre el ingreso permanente de los padres y el ingreso permante de su hijo. El parámetro λ_1 captura lo que se Ermisch & Francesconi (2002) llaman *correlación intrageneracional*. La ecuación (3) muestra que los ingresos de los padres están relacionados con los ingresos de los padres del cónyuge, a través del mercado del matrimonio. Esta correlación intrageneracional es relevante para el *status* socioeconómico del hijo, ya que, tal como lo hicieron sus propios padres, los padres de la potencial esposa invirtieron en el capital humano de su hija, determinando así, en parte, los ingresos futuros de ella y de la pareja en su conjunto. De esta forma, si la correlación de ingresos padres-hijo es fuerte, la ecuación (3) nos estaría dando otra forma de analizar el grado de *assortative mating*, esta vez, mediante los ingresos de los padres de la pareja. A priori, no es posible determinar cuál de las dos correlaciones definidas por las ecuaciones (2) y (3) debiese ser mayor, ya que éstas dependen de una forma no evidente de todos los parámetros del modelo⁶.

Con esto en mente, las dos ecuaciones sobre las cuáles baso mi trabajo empírico son la (2) y la (3). La ecuación (2) es también conocida como la ecuación de *movilidad intergeneracional*, y en las últimas dos décadas ha sido ampliamente estudiada por economistas y cientistas sociales

⁶Para mayor detalle sobre esto, referirse directamente a Ermisch & Francesconi (2002).

en todo el mundo. Por este motivo, el siguiente apartado lo dedico exclusivamente a desglosar sus principales características y limitantes al momento de estimarla.

3.2. Ecuación de Movilidad Intergeneracional: Sesgos en la estimación

Solon (1989a) fue uno de los primeros en estudiar los sesgos en las estimaciones de la movilidad intergeneracional de ingresos que se habían llevado a cabo hasta ese momento. Es más, luego de corregir los métodos de estimación y la utilización de datos, Solon (1989b) encontró que el grado de movilidad intergeneracional de ingresos (permanentes) en Estados Unidos era de al menos 0.4, es decir, el doble de lo que evidenciaban las estimaciones anteriores. Es por esto que la estimación de la ecuación de movilidad intergeneracional debe hacerse con pleno conocimiento de todos los posibles sesgos, de tal forma de no hacer lecturas equivocadas que dejen una impresión de un grado de movilidad intergeneracional diferente al real.

Los sesgos de los estimadores pueden venir de dos fuentes: variables que no son efectivamente lo que pretenden ser y muestras no representativas. Un ejemplo de la primera fuente de sesgo (la más común en este tipo de literatura) es aquél en donde los ingresos de largo plazo no son observados y, en su lugar, se utilizan ingresos observados en un sólo momento del tiempo. Los errores que se deben a muestras no representativas ocurren cuando la muestra analizada es más homogénea que la población.

Para explorar las direcciones de estos sesgos, considere un modelo similar al descrito por la ecuación (2), con la diferencia de que en éste las variables se miden como desviaciones con respecto a su media⁷:

$$y_{1i} = \rho y_{0i} + \varepsilon_i \quad (-1)$$

donde y_{1i} representa el *status* económico de largo plazo (e. g. el componente “permanente” del log de los ingresos) para un hijo de la familia i , y y_{0i} es la misma variable pero para el padre⁸. Si denoto a ρ como la verdadera correlación poblacional entre y_{1i} y y_{0i} , y asumo que σ_y^2 , la varianza de y , no cambia a través de las generaciones, entonces ρ se podría estimar

⁷El siguiente análisis está tomado de Solon (1989a) Solon (1992).

⁸En lo que sigue, asumo que el *status* económico de largo plazo se mide a través de los ingresos permanentes.

consistentemente aplicando OLS a la ecuación (4), siempre y cuando y_{1i} y y_{0i} sean observados directamente y la muestra sea representativa de la población.

Si sucede que la muestra es representativa, pero los ingresos de largo plazo no son observados directamente, sino que en su lugar se observan los ingresos en un sólo momento del tiempo, el coeficiente estimado por OLS, $\hat{\rho}$, estaría sesgado hacia abajo. Para ver porqué, supongo que los ingresos de corto plazo se pueden caracterizar de la siguiente forma:

$$y_{1it} = y_{1i} + \nu_{1it} \quad (0)$$

donde y_{1it} son los ingresos de un hijo de la familia i en un momento t determinado y ν_{1it} son las fluctuaciones que experimentan los ingresos alrededor de los ingresos permanentes o de largo plazo. De la misma forma, los ingresos de corto plazo del padre son

$$y_{0is} = y_{0i} + \nu_{0is} \quad (1)$$

Resolviendo las ecuaciones (5) y (6) para y_{1i} y y_{0i} , y sustituyendo los resultados en la ecuación (4), resulta

$$y_{1it} = \rho y_{0is} + \varepsilon_i + \nu_{1it} + \rho \nu_{0is} \quad (2)$$

La ecuación (7) expresa el *status* económico del hijo de la familia i para un determinado año t como una regresión en función del *status* económico de su padre en el año s . Si $\sigma_{\nu_0}^2$ y $\sigma_{\nu_1}^2$ son las varianzas poblacionales de ν para cada generación, y asumo que ν_{0it} y ν_{1it} no están correlacionados entre sí, ni tampoco con y_{0i} y y_{1i} , la estimación de la ecuación (7) mediante OLS resulta en un estimador sesgado hacia abajo debido a la correlación entre ν_{0is} y y_{0is} ⁹. Más específicamente, la probabilidad límite del coeficiente estimado, $\hat{\rho}$, es

$$\text{plim } \hat{\rho} = \rho \frac{\sigma_y^2}{\sigma_y^2 + \sigma_{\nu_0}^2} < \rho \quad (3)$$

La magnitud de la subestimación de ρ depende de cuán grande es la varianza de las

⁹Esto se conoce como sesgo ocasionado por “errores-en-variables”.

fluctuaciones transitorias respecto a la varianza del *status* económico de largo plazo¹⁰.

Ahora, si estamos en el caso en que los ingresos permanentes se observan directamente, pero la muestra no es del todo representativa y, en particular, se trata de un subconjunto más homogéneo de la población, entonces el estimador OLS de la correlación intergeneracional, $\hat{\rho}$, también resultará en un subestimador de su verdadero valor¹¹.

4. Datos y Metodología

Las ecuaciones centrales del modelo desarrollado en la sección anterior y aquéllas en las cuáles baso mi estudio empírico son la (2) y la (3). La ecuación (3), que nos da una medida de la correlación intrageneracional de ingresos, no debiese imponer demasiadas trabas en su estimación, por lo que la estimo mediante OLS.

Como detallé en la sección anterior, una estimación consistente de la ecuación (2) necesita de datos de ingresos permanentes para los hijos y sus padres, además de contar con una muestra representativa de la población.

Antes de preocuparse de los sesgos, es necesario contar con las variables necesarias para llevar a cabo la estimación, es decir, con datos para los ingresos de los padres y de sus hijos. Una encuesta socioeconómica longitudinal con a lo menos 20 años de historia nos permitiría tener estos datos. Sin embargo, en Chile, que es el escenario en donde pruebo el modelo, todavía no contamos con una encuesta de este tipo. A pesar de esto, sí es posible hacer estimaciones razonables con el tipo de encuestas que disponemos hoy en día, y en particular con la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN)¹², ya que esta encuesta, en su versión del año 2006 (y sólo en ese año) tiene un módulo de Temas Emergentes, en donde se incluye una sección de tres preguntas relacionadas con la autobiografía del entrevistado. El objetivo de dicha sección es “(...) *inadagar sobre la situación de los hogares en que vivieron los entrevistados durante sus 15 primeros años de vida, con el fin de medir su influencia sobre la actual situación socioeconómica que ellos enfrentan (...)*”¹³. En una de esas tres preguntas se

¹⁰Para mayor detalle sobre el desarrollo de esta probabilidad límite, referirse a Solon (1989a).

¹¹Nuevamente, para ver el desarrollo de este tipo de sesgo, referirse a Solon (1989a).

¹²Encuesta de corte transversal y de carácter nacional.

¹³Manual Trabajo de Campo CASEN 2006, página 116.

le pide al entrevistado que indique cuál fue el máximo nivel educacional completado por cada uno de sus padres, cuando el entrevistado tenía 15 años. Otra de las preguntas pretende indagar sobre la posición ocupacional que tuvieron los padres del entrevistado durante la mayor parte de su infancia. De este modo, la CASEN 2006 provee información sobre el nivel de capital humano, entendido éste como nivel de educación, y la posición ocupacional de los padres del entrevistado, cuando éstos eran pequeños. Sin embargo, todavía no es posible observar directamente los ingresos de los padres. Por lo tanto, no es posible relacionar los verdaderos *status* económicos entre padre e hijo. No obstante, la información que proporciona el Módulo de Temas Emergentes de la CASEN 2006, permite tener una aproximación de los ingresos de los padres para cada entrevistado. La forma de hacer esto es la siguiente: Se recopila la información disponible sobre los padres en la CASEN 2006. De acuerdo a la edad de los entrevistados, se calcula el año en que éstos eran niños o adolescentes y vivían con sus padres. Se toma una versión anterior de la CASEN, correspondiente al año calculado, y se estima una regresión de ingresos utilizando como regresores a variables que sean consistentes con la información de los padres disponible. Luego, se toman los coeficientes estimados en dicha regresión y se “llevan” a la CASEN 2006. Finalmente, se predicen los ingresos de los padres utilizando estos coeficientes y la información disponible sobre los padres.

Las bases de datos sobre las cuáles trabajo son las encuestas CASEN de los años 1990 y 2006. La Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional es administrada por el Ministerio de Planificación de Chile (MIDEPLAN) y se trata de una encuesta de hogares representativa a nivel nacional, regional, urbano y rural, y comunal¹⁴. Es de corte transversal y es ampliamente utilizada por Ministerios, Servicios Públicos y centros de investigación para el diseño y evaluación de políticas y programas sociales. De acuerdo a la propia descripción que hace el MIDEPLAN, “(...)Esta Encuesta entrega información acerca de las condiciones socioeconómicas de los diferentes sectores sociales del país, sus carencias más importantes, la incidencia, magnitud y características de la pobreza, así como la distribución del ingreso de los hogares y la composición de sus ingresos(...)”¹⁵. El número total de observaciones (personas entrevistadas) de las dos encuestas que utilizo es de 105.189 para la CASEN 1990 y de 268.873 para la CASEN

¹⁴Esto último, sólo para una cierta cantidad de las comunas.

¹⁵La descripción detallada de la encuesta se encuentra disponible en el siguiente sitio web: <http://www.mideplan.cl/casen/descripcion.html>

2006.

La idea detrás de la metodología que utilizo está en que, como la CASEN es una encuesta de tipo nacional y representativa de la población, a pesar de no disponer de los ingresos verdaderos de los padres, sabemos que éstos estaban trabajando en un cierto año anterior determinado y, por ende, eran parte del mercado laboral en dicho año. Luego, y debido que es posible estimar los retornos de ciertas características socioeconómicas en el mercado del trabajo (ya que, como dije anteriormente, se trata de una encuesta de tipo nacional y representativa), se puede tener una buena aproximación de los ingresos laborales que estos padres debiesen haber tenido de acuerdo a sus propias características¹⁶. Esta metodología ya había sido utilizada con anterioridad en Chile para el tema de movilidad intergeneracional¹⁷.

La ecuación de ingresos que estimo con la versión del año 1990 de la CASEN tiene la siguiente forma:

$$y_{ic} = \alpha_0 + \alpha_1 educ_{ic} + \alpha_2 posocup_{ic} + \alpha_3 ruralidad_c + \alpha_4 \bar{y}_c + \epsilon_{ic} \quad (4)$$

donde y_{ic} es el logaritmo de los ingresos del individuo i perteneciente a la comuna c , $educ_{ic}$ es su nivel de educación, $posocup_{ic}$ su posición ocupacional, $ruralidad_c$ es el porcentaje de ruralidad de la comuna de residencia, y \bar{y}_c es el promedio de ingresos per cápita de la comuna de residencia. Todas las variables explicativas utilizadas en esta regresión pretenden representar características socioeconómicas del individuo y de su entorno que determinen, en el mayor grado posible, su nivel de ingresos laborales. Para la variable $educ_{ic}$ utilicé dos variantes distintas: nivel de educación, agrupado en una sola variable, y dummies para cada nivel de educación. Los ingresos predichos de los padres a partir de cada una de estas variantes no difieren sustancialmente, por lo que decidí trabajar con las dummies para cada nivel de educación, por ser la especificación más general de todas.

La evidencia empírica internacional sobre estimaciones de ecuaciones de movilidad intergeneracional sugiere utilizar muestras que contengan a individuos de entre 23 y 55 años de edad. Se hace este truncamiento para evitar posibles problemas de selectividad en el mercado

¹⁶Sólo es posible predecir los ingresos laborales de los padres a través de este método, y no los ingresos provenientes de otras fuentes. Sin embargo, en Chile los ingresos laborales representan casi el total del conjunto de ingresos.

¹⁷Núñez & Risco (2004) y Núñez & Miranda (2007).

laboral que ocurren con frecuencia en individuos fuera de este rango etáreo. También se suele estimar este tipo de ecuaciones con observaciones para hombres solamente, lo que también se explica por el menor grado de selectividad en el mercado del trabajo que presentan éstos en relación a las mujeres. Es así como la ecuación (9) la estimo sólo para hombres cuyas edades estén dentro del rango 23–55 y que reporten ingresos laborales positivos¹⁸. Una vez estimados los coeficientes de dicha ecuación con la CASEN 1990, los ocupé para predecir los ingresos laborales de los padres de los entrevistados con la información disponible en la CASEN 2006, de acuerdo a la metodología explicada anteriormente. Para esto, la muestra que ocupé son todos los hombres mayores de 23 y menores de 31 años de edad que reporten ingresos positivos. La selección de este rango etáreo para esta muestra está basado en el supuesto de que las decisiones más importantes de capital humano de una persona son tomadas por los padres cuando sus hijos tienen entre 6 y 18 años de edad. Además, como la encuesta comparable más antigua con la que dispongo es la CASEN 1990¹⁹, y la información de los padres reportada en la CASEN 2006 corresponde al período de infancia de los entrevistados hasta la edad de 15 años, resulta que sólo puedo contar con personas entre 23 y 31 años de edad para la conformación de la muestra. Sin embargo, como una forma de aumentar el número de observaciones disponibles, aumenté el rango de edad a mayores de 23 y menores de 34 años, bajo el supuesto de que la situación familiar de los individuos a la edad de 18 años no es muy diferente de aquella a los 15 años. Los resultados los presento para las dos muestras.

Los dos siguientes cuadros muestran un resumen estadístico de los ingresos y de su logaritmo para los hijos (hombres), y de los ingresos predichos y de su logaritmo para los padres, para las dos muestras descritas arriba. En el caso de los padres, también presento sus ingresos ajustados por la inflación entre los años 1990 y 2006. Este ajuste es importante hacerlo, ya que la década de los noventa fue un período de altas tasas de inflación en Chile. Como es posible apreciar, la media de los ingresos de los hijos es menor que aquella (ajustada por inflación) de los padres, para las dos muestras. Esto se explica porque, como las edades de los hijos no sobrepasan los 31 años, éstos se encuentran en la primera etapa del ciclo de vida

¹⁸Los resultados de esta estimación se pueden ver en el Cuadro 9 en el Anexo.

¹⁹Existen versiones más antiguas de la CASEN, pero por cuestiones metodológicas relacionadas con el empalme de la serie de las encuestas, éstas sólo son comparables entre sí desde el año 1990 en adelante. Para mayor información, visitar el sitio web <http://www.mideplan.cl/casen>.

(laboral). En el caso de los padres, a pesar de no contar con sus edades, se puede suponer que éstos presentan una mayor varianza en la edad y que, por ende, no están concentrados en las partes inicial ni final del ciclo de vida (laboral)²⁰. También, y debido a la misma razón anterior, se observa que la desviación estándar del logaritmo de los ingresos de los hijos es menor, en relación a la de sus padres.

Cuadro 1: Resumen estadístico de la muestra para hijos entre 23 y 31 años y sus padres

Variable	Media	Desv. Est.	Mín.	Máx.	Obs.
Ingresos hijo en 2006	309839.9	321413.3	13832	2964000	552
Ingresos padre en 1990	131565.9	138929.4	39634.97	1561872	552
Ingresos padre en 1990 ajustados	343673	362907.8	103533.4	4079880	552
Log ingresos hijo en 2006	12.34969	0.7093356	9.53474	14.90205	552
Log ingresos padre en 1990	11.5421	0.6055563	10.58747	14.2614	552
Log ingresos padre en 1990 ajustados	12.50228	0.6055563	11.54765	15.22158	552

Cuadro 2: Resumen estadístico de la muestra para hijos entre 23 y 34 años y sus padres

Variable	Media	Desv. Est.	Mín.	Máx.	Obs.
Ingresos hijo en 2006	339875.4	394559	13832	5050000	948
Ingresos padre en 1990	132417.5	141691.6	34147.64	1561872	948
Ingresos padre en 1990 ajustados	345897.5	370123	89199.57	4079880	948
Log ingresos hijo en 2006	12.41725	0.7316049	9.53474	15.4349	948
Log ingresos padre en 1990	11.55254	0.599318	10.43845	14.2614	948
Log ingresos padre en 1990 ajustados	12.51272	0.599318	11.39863	15.22158	948

El método de estimación que ocupó para estimar la ecuación (3) es mínimos cuadrados ordinarios (OLS).

Para la ecuación (7), que es la versión de la ecuación (2) en la que finalmente me concentro, la estimación por OLS resulta en un estimador inconsistente y sesgado hacia abajo, por lo que el verdadero valor de ρ sería, con seguridad, mayor al estimado. La literatura propone varias

²⁰Recordar la bien conocida forma de U invertida que presentan los logaritmos de los ingresos sobre el ciclo de vida.

formas de lidiar con este sesgo. Una de ellas es ocupar el método de variables instrumentales (IV) para la estimación, ocupando como instrumento una medida del *status* socioeconómico del padre que esté correlacionado con los ingresos de éste, y no así con ν_{0is} . Solon (1992) utiliza como instrumento la educación del padre. Sin embargo, la elección de esta variable como instrumento puede no ser del todo adecuada, toda vez que la educación del padre sea uno de los componentes que determinan los ingresos de los hijos. En caso de que esto ocurriese, el estimador IV del parámetro ρ sería inconsistente y, bajo supuestos bastante razonables, estaría sesgado hacia arriba²¹. De esta forma,

$$\text{plim } \hat{\rho} < \rho < \text{plim } \hat{\rho}_{IV},$$

es decir, los estimadores OLS y IV proveerían de cotas inferiores y superiores para el verdadero valor de ρ . Es así como, para la estimación de la ecuación (7), utilizo también variables instrumentales como método de estimación²², sirviéndome justamente de la educación del padre como instrumento; obteniendo, de esta forma, límites para el verdadero valor de ρ .

5. Resultados

En esta sección doy a conocer los resultados de las estimaciones de la ecuación (7) mediante los métodos de OLS y IV, y de la ecuación (3) por OLS. Los modelos estimados varían en el tamaño de la muestra (tal como se explicó en la sección anterior) y en su especificación. Adicionalmente, analizo matrices de transición para los niveles de educación de padres e hijos.

Los Cuadros 3 y 4 reportan los coeficientes estimados para la correlación intergeneracional (parámetro ρ de la ecuación (7)) por OLS y IV. Las variables de ingresos que utilizo están medidas en logaritmos. Todas las estimaciones contienen sólo observaciones para hombres, con

²¹Suponga que E_{0i} es la educación del padre, ocupada erróneamente como instrumento, ya que tiene directa implicancia en los ingresos del hijo, y_{1i} . Si E_{0i} entra en la ecuación del hijo con un coeficiente ψ , y θ es la correlación entre E_{0i} y y_{0i} , entonces la probabilidad límite del estimador IV es

$$\text{plim } \hat{\rho}_{IV} = \rho + \frac{\psi\sigma_E(1-\theta^2)}{\theta\sigma_y}$$

lo que es mayor que ρ siempre que $\psi > 0$ y $0 < \theta < 1$.

²²En estricto rigor, este sería un método de Variables Instrumentales en Dos Muestras, tal como lo plantean Angrist & Krueger (1990).

el fin de evitar posibles sesgos de selectividad. Las especificaciones de las regresiones varían en el método de estimación y en la inclusión o no de variables de control. Las variables de control usadas son la edad del hijo y su cuadrado, como una forma de intentar aislar el efecto del ciclo de vida²³. Las especificaciones de las regresiones estimadas mediante IV varían también en el instrumento utilizado, pudiendo ser éste los años de escolaridad de los padres, o dummies para su nivel de educación²⁴. La inclusión del logaritmo de los ingresos ajustados por inflación en lugar de la misma variable no ajustada no produce cambios en los coeficiente estimado ni en su desviación estándar. Esto es bastante intuitivo, ya que la corrección por inflación ejerce un efecto escala en los ingresos de todos los padres, manteniéndose la correspondencia entre éstos y los ingresos de sus hijos. Lo único que uno debiese observar después de hacer el ajuste, es un aumento en el valor de la constante (que es efectivamente lo que sucede). Por este motivo, en los Cuadros 3 y 4 sólo se reportan las estimaciones para el logaritmo de los ingresos sin ajustar por inflación.

El Cuadro 3 ocupa la muestra para hijos de entre 23 y 31 años de edad. Como era esperable, los coeficientes estimados por OLS son menores que los estimados por IV. Los primeros son del orden de 0.5, mientras que los segundos varían entre 0.61 y 0.65 . También es posible observar que la inclusión de las variables de control no producen un mayor cambio en los estimadores, y si algo, los aumentan. Lo anterior puede explicarse porque, como los hijos están en la parte inicial de su ciclo de vida, el controlar por su edad hace que los ingresos de los padres, quiénes se presume se encuentran en un tramo más avanzado, se correlacionen aún más fuerte con los ingresos de sus hijos. Sin embargo, los coeficientes que acompañan a estas variables de control no son estadísticamente significativos, a todos los niveles estadísticos convencionales.

El Cuadro 4 reporta las estimaciones para la muestra de hijos de entre 23 y 34 años de edad. Las estimaciones por OLS son del orden de 0.54, y aquéllas por IV de 0.68 . Al contrario de lo que se observaba en el Cuadro 3, la inclusión de las variables de control hacen disminuir levemente el valor estimado de las correlaciones de ingresos. Esto se puede deber a que, como en esta muestra el grupo de los hijos presenta un mayor promedio de edad, el efecto del ciclo de vida que se producía anteriormente es menor y, entonces, lo único que hacen las variables de

²³Lo ideal hubiese sido controlar por la edad del padre también, pero los datos no lo permiten.

²⁴Sin educación, Educación básica (preparatoria), Educación media CH-TP (humanidades), Educación técnica de nivel superior, Educación universitaria

controles es “limpiar” la correlación entre ingresos de otros factores, como generalmente sucede al incluir controles en las regresiones. De todas formas, no hay que olvidar que el cambio en los coeficientes, en esta muestra y en la anterior, es extremadamente pequeño, y que los coeficientes asociados a estas variables de control no son estadísticamente significativos, incluso al 10 %²⁵.

Cuadro 3: Estimadores OLS y IV de ρ (muestra para hijos de entre 23 y 31 años)

Método de Estimación	Instrumentos/ Variables explicativas adicionales	Estimador de ρ
OLS		0.5000 (0.063)
OLS	edad y edad2	0.5007 (0.063)
IV	Años de educación del padre	0.6191 (0.063)
IV	Años de educación del padre/ edad y edad2	0.6241 (0.063)
IV	Nivel de educación del padre	0.6529 (0.059)
IV	Nivel de educación del padre/ edad y edad2	0.6541 (0.059)

Todos las estimaciones reportadas son estadísticamente significativas al 1%.

Las desviaciones estándar están entre paréntesis. El total de obs. es 552 .

Las variables edad y edad2 se refieren a la edad del hijo y a su cuadrado.

²⁵Los p -value no son menores a 0.4

Cuadro 4: Estimadores OLS y IV de ρ (muestra para hijos de entre 23 y 34 años)

Método de Estimación	Instrumentos/ Variables explicativas adicionales	Estimador de ρ
OLS		0.5444 (0.046)
OLS	edad y edad2	0.5402 (0.046)
IV	Años de educación del padre	0.6879 (0.049)
IV	Años de educación del padre/ edad y edad2	0.6835 (0.048)
IV	Nivel de educación del padre	0.6874 (0.046)
IV	Nivel de educación del padre/ edad y edad2	0.6798 (0.046)

Todos las estimaciones reportadas son estadísticamente significativas al 1%.

Las desviaciones estándar están entre paréntesis. El total de obs. es 948 .

Las variables edad y edad2 se refieren a la edad del hijo y a su cuadrado.

Los dos cuadros anteriores muestran que la correlación intergeneracional de ingresos en Chile debiese estar entre 0.5 y 0.69 . Pero, ¿qué significa esto para efectos de la movilidad intergeneracional? Una forma de verlo es asumir que los ingresos de largo plazo para cada generación se distribuyen de acuerdo a una normal, y calcular las probabilidades de que el nivel de ingresos del hijo se sitúe en diferentes intervalos de la distribución, en función del percentil ocupado por los ingresos del padre. Si tomo el caso más optimista de los resultados, en el cuál la correlación intergeneracional es de 0.5, para un hijo cuyo padre está en el percentil 5 de la distribución de ingresos, la probabilidad de mantenerse en el quintil más bajo es de 0.49; a su vez, la probabilidad de posicionarse sobre la mediana es de 0.17; y de alcanzar el quintil más alto alcanza a sólo 0.03²⁶ . Como puede apreciarse, de acuerdo a estas estimaciones, y aún en el mejor de los casos, la sociedad chilena se caracterizaría por ser una sociedad bastante inmóvil.

El Cuadro 5 muestra los coeficientes estimados por OLS para la correlación intrageneracional (parámetro λ_1 de la ecuación (3)). Para las dos muestras, este coeficiente es del orden

²⁶Para mayor detalle sobre este análisis, ver la Tabla 5 de Solon (1989b) y la sección IV C. de Solon (1992)

de 0.6. También se puede observar, en el Cuadro 6, que el coeficiente estimado de *assortative mating* en educación es muy similar a aquél de la correlación intrageneracional. Esto es esperable ya que, tal como lo adelanté anteriormente, si la correlación intergeneracional es fuerte, la ecuación (3) puede ser vista como una de *assortative mating* en ingresos.

Cuadro 5: Estimadores OLS de la correlación intrageneracional (λ_1)

Muestra (obs.)	Coefficiente estimado
23–31 años (552)	0.6051 (0.046)
23–34 años (948)	0.5999 (0.034)

Las desviaciones estándar aparecen entre paréntesis
Las estimaciones son estadísticamente significativas al 1 %.

Cuadro 6: Estimador OLS del coeficiente de Assortative Mating en educación

Muestra (obs.)	Coefficiente estimado
23–31 años (550)	0.6012 (0.031)
23–34 años (945)	0.6268 (0.024)

Las desviaciones estándar aparecen entre paréntesis
Las estimaciones son estadísticamente significativas al 1 %.

Con todo lo expuesto hasta ahora, el modelo desarrollado me permite tener una interpretación más completa sobre el parámetro de la elasticidad de ingresos padre-hijo, respecto de otros estudios llevados a cabo hasta el momento en Chile. Los resultados sugieren que, como las correlaciones intra e intergeneracionales son más o menos iguales, la elección del cónyuge en el mercado del matrimonio contribuye en una magnitud comparable a cómo lo hacen los retornos al capital humano transmitido de padres a hijos, en la determinación de la posición socioeconómica final de estos últimos.

Finalmente, en los Cuadros 7 y 8 presento matrices de transición de educación para padres e hijos. El Cuadro 7 utiliza como muestra a hijos y a sus padres, para hijos de entre 23 y 31 años de edad, mientras que el Cuadro 8 lo hace para hijos de entre 23 y 34 años. El sentido de una matriz de transición es conocer probabilidades de ocurrencia de un estado $s \in S$ en un período t , dado que ocurrió el estado $j \in S$ en el período $t - 1$. Para este caso

en particular, los estados se refieren al nivel de educación alcanzado, y los períodos t y $t - 1$ a las generaciones de hijos y padres, respectivamente. El nivel de educación alcanzado, ya sea por los padres o sus hijos, lo divido en cuatro segmentos: Sin educación, que incluye también a la educación básica incompleta; Educación básica completa; Educación media completa, ya sea ésta científico-humanista o técnico-profesional; y Educación superior completa, pudiendo ser ésta técnica o universitaria.

Cuadro 7: Matriz de Transición en educación, muestra para hijos de entre 23 y 31 años

		Educación padre				
Educación hijo	Ninguna	Básica	Media	Superior	Total	
Ninguna	10.24	6.11	1.57	0.00	4.64	
Básica	31.93	24.21	9.40	2.14	18.27	
Media	50.00	55.58	58.93	32.14	52.73	
Superior	7.83	14.11	30.09	65.71	24.36	
Total	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	

Todos los valores están en %

Cuadro 8: Matriz de Transición en educación, muestra para hijos de entre 23 y 34 años

		Educación padre				
Educación hijo	Ninguna	Básica	Media	Superior	Total	
Ninguna	12.41	6.09	1.34	0.00	4.87	
Básica	34.75	25.46	8.45	1.88	18.84	
Media	45.04	52.86	53.36	25.56	47.99	
Superior	7.80	15.59	36.85	72.56	28.31	
Total	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	

Todos los valores están en %

Las dos matrices de transición arrojan resultados bastante similares entre sí. Como primera observación, se tiene que alrededor de tres cuartos del total de hijos tiene a lo menos la educación media completa. Esto se explica casi en su totalidad por el gran porcentaje de

hijos que alcanzaron la educación media como máximo nivel educacional (cerca de un 50 %). Relacionado con lo anterior, se observa que, sin importar el nivel educacional de los padres, la educación media es el nivel de educación máximo más probable del hijo, a excepción de los hijos de padres con educación superior, cuyo caso más probable es alcanzar la educación superior igualmente. También se desprende que aquellos hijos de padres con educación superior tienen nula probabilidad de no educarse; al contrario de lo que sucede con los hijos de padres sin educación, quienes tienen más de un 10 % de probabilidades de no recibir educación y menos del 8 % de alcanzar la educación superior.

Adicional a lo anterior, se observa que el porcentaje de hijos con educación superior completa es mayor en la muestra más grande, con alrededor de un 4 % más de hijos con el máximo nivel educacional, contrarrestado por también cerca de un 4 % menos de hijos con educación media completa. Se puede presumir entonces, que hay un cierto porcentaje de hijos que completa su educación superior después de los 30 años. Sin embargo, si se observa con mayor atención, el aumento en el porcentaje de hijos con educación superior viene casi en su totalidad de los hijos de padres con educación media o superior, hecho que refuerza los bajos niveles de movilidad intergeneracional estimados arriba.

Otra observación importante respecto de las matrices de transición en educación, es el hecho de que el predictor más seguro entre todas las combinaciones de estados posibles, resulta ser la educación superior completa para hijos de padres con educación superior completa (más de un 65 % de probabilidad). Esto es, en cierto sentido, un indicio de la poca movilidad intergeneracional (en este caso, de capital humano) que existe sobretodo en los estratos más altos de nuestra sociedad²⁷.

Finalmente, es importante notar que existe una tendencia general hacia una mayor escolaridad de los hijos, por efecto de un aumento en la cobertura a nivel país. Esto se puede ver en los cuadros 10 y 11 en el Anexo, donde los hijos superan la escolaridad de sus padres por 5 años, en promedio.

²⁷Para los estratos más bajos, el estado más probable es que los hijos superen el nivel educacional alcanzado por su padre.

6. Conclusiones

A lo largo de todo el presente documento, presento y desarrollo un modelo que relaciona la movilidad intergeneracional con la asociación de parejas o *assortative mating*. El objetivo es tener una estimación de la correlación intergeneracional de ingresos, y asociarla con lo que Ermisch y Francesconi (2002) llaman la correlación intrageneracional de ingresos, que es simplemente la correlación entre los ingresos de los padres y los ingresos de los padres del cónyuge. De esta forma se puede deducir qué tan importante son las características del cónyuge elegido y su *background* socioeconómico familiar en la determinación de la posición económica ocupada por el hijo cuando adulto.

Los resultados de las estimaciones para el coeficiente de correlación de ingresos padre-hijo se ubican entre 0.5 y 0.69, sugiriendo una nivel bastante bajo de movilidad intergeneracional para Chile. Por su parte, la correlación intrageneracional estimada es del orden de 0.6, coincidiendo con el coeficiente estimado de *assortative mating* en educación.

Finalmente, y como una forma de indagar en los determinantes de la baja movilidad intergeneracional, presento matrices de transición para niveles de educación padre-hijo. De éstas se desprende varios resultados interesantes, dentro de los cuáles están el que, sin importar la educación de los padres, el estado más probable de ocurrencia es que el hijo al menos complete la educación media; y que el nivel de educación más probable para un hijo de padre con educación superior, es igualmente completar la educación superior, con una probabilidad de más del 65 %.

Referencias

- [1] Angrist, Joshua D. & Alan B. Krueger. “The Effect of Age at School Entry on Educational Attainment: An Application of Instrumental Variables with Moments from Two Samples”. Working Paper n° 274, Industrial Relations Section, Princeton University, October 1990.
- [2] Abul, R. & F. Cowell. “Intergenerational Mobility in Britain: Revisiting the Prediction Approach of Dearden, Machin and Reed”. École des Hautes Études Commerciales, Département d’Économetrie et d’Économie Politique, 2002.
- [3] Becker, Gary. “A Theory of Marriage: Part I”. *Journal of Political Economy*, 1973.
- [4] Becker, Gary. “A Theory of Marriage: Part II”. *Journal of Political Economy*, 1974.
- [5] Becker, Gary. “A Treatise on the Family”. Cambridge, MA: Harvard University Press, Enlarged Edition, 1991.
- [6] Becker, Gary & Nigel Tomes. “An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility”. *Journal of Political Economy*, LXXXVII 1979.
- [7] Becker, Gary & Nigel Tomes. “Human Capital and the Rise and Fall of Families”. *Journal of Labor Economics*, 1986, vol. 4, no. 3, pt. 2.
- [8] Behrman, Jere, Nancy Birdsall & Anil Deolalikar. “Marriage Markets, Labor Markets, and Unobserved Human Capital: An Empirical Exploration for South-Central India”. The University of Chicago, 1995.
- [9] Behrman, Jere & Paul Taubman. “Intergenerational Earnings Mobility in the United States: Some Estimates and a Test of Becker’s Intergenerational Endowments Model”. *Review of Economics and Statistics*, February 1985, 67, 144-51.
- [10] Bielby, William T. & Robert M. Hauser. “Response Errors in Earnings Functions for Nonblack Males”. *Sociological Methods and Research*, November 1977, 6, 241-80.

- [11] Boulier, Brian & Mark Rosenzweig. "Schooling, Search, and Spouse Selection: Testing Economic Theories of Marriage and Household Behavior". *Journal of Political Economy*, 1984, vol. 2, no.4.
- [12] Chan, T. W. & B. Halpin. "Who Marries Whom in Great Britain?". Unpublished manuscript, Colchester, University of Essex, April 2000.
- [13] Clague, Christopher. "Effects of Marital and Fertility Patterns on the Transmission and Distribution of Wealth". *The Journal of Human Resources*, XII, 1976.
- [14] Dearden, L., S. Machin & H. Reed. "Intergenerational Mobility in Britain". Centre for Economic Performance, LSE, Discussion paper n° 281, 1995.
- [15] Ermisch, John & Marco Francesconi. "Intergenerational Social Mobility and Assortative Mating in Britain". Discussion paper no. 465, IZA, April 2002.
- [16] Ermisch, John, Marco Francesconi & Thomas Siedler. "Intergenerational Economic Mobility and Assortative Mating". Discussion paper no. 1847, IZA, November 2005.
- [17] Fernández, Raquel. "Education, Segregation and Marital Sorting: Theory and an Application to UK Data". NBER Working paper no. 8377, July 2001.
- [18] Fernández, Raquel, N. Guner & J. Knowles. "Love and Money. A Theoretical and Empirical Analysis of Household Sorting and Inequality". NBER Working paper no. 8580, November 2001.
- [19] Fernández, Raquel & Richard Rogerson. "Sorting and Long Run Inequality". *The Quarterly Journal of Economics*, November 2001.
- [20] Johnson, P. & H. Reed. "Intergenerational Mobility among the rich and the poor: results from the National Child Development Survey". *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 12(1), pp. 127-42, 1996.
- [21] Juhn, Chinhui & Kevin Murphy. "Wage Inequality and Family Labor Supply". *Journal of Labor Economics*, 1997, vol. 15, no.1, pt.1.

- [22] Kremer, Michael. "How much does sorting increase inequality?". *The Quarterly Journal of Economics*, February 1997.
- [23] Lam, David. "Marriage Markets and Assortative Mating with Household Public Goods: Theoretical Results and Empirical Implications". *Journal of Human Resources* 23(4), 426-87, 1988.
- [24] Lefrane, A. & A. Trannoy. "Intergenerational Earnings Mobility in France: Is France more Mobile than the US?". *Annales d'Économie et de Statistiques*, 2004.
- [25] Nakosteen, Robert & Michael Zimmer. "Spouse Selection and Economic Traits: Evidence of Marital Sorting and Earnings Capacity". *Economic Inquiry* 39, 201-13, April 2001.
- [26] Nakosteen, Robert, Olle Westerlund & Michael Zimmer. "Marital Matching and Earnings". *The Journal of Human Resources*, XXXIX, 2004.
- [27] Núñez, Javier & Cristina Risco. "Movilidad Intergeneracional del Ingreso en un país en desarrollo: El caso de Chile". Documento de Trabajo no. 210, Departamento de Economía, Universidad de Chile, 2004.
- [28] Núñez, Javier & Leslie Miranda. "Recent findings on intergenerational income and educational mobility in Chile". Documento de Trabajo no. 244, Departamento de Economía, Universidad de Chile, Junio 2007.
- [29] Raaum, Oddbjorn, Bernt Bratsberg, Knut Roed, Eva Österbacka, Tor Ericksson, Markus Jäntti & Robin Naylor. "Marital Sorting, Household Labor Supply, and Intergenerational Earnings Mobility across Countries". Discussion paper no. 3037, IZA, September 2007.
- [30] Sewell, William H. & Robert M. Hauser. "Education, Occupation, and Earnings: Achievement in the Early Career". New York: Academic Press, 1975.
- [31] Solon, Gary (1989a). "Biases in the Estimation of Intergenerational Earnings Correlations". *Review of Economics and Statistics*, February 1989, 71, 172-4.

- [32] Solon, Gary (1989b). "Intergenerational Income Mobility in the United States". Institute for Research on Poverty, University of Wisconsin, Discussion Paper n° 894-89, July 1989.
- [33] Solon, Gary. "Intergenerational Income Mobility in the United States". The American Economic Review, Vol. 82, n° 3, pp. 393-408, 1992.

Apéndice

Cuadro 9: Regresiones de ingreso

Variable	Modelo A	Modelo B
<i>educacion</i>	0.301 (0.007)	
<i>ypromcom</i>	0.392 (0.020)	0.382 (0.020)
<i>ruralidad</i>	-0.275 (0.021)	-0.31 (0.021)
<i>posocup₁</i>	1.7 (0.127)	1.7 (0.127)
<i>posocup₂</i>	1.97 (0.106)	1.94 (0.106)
<i>posocup₃</i>	0.899 (0.088)	0.89 (0.087)
<i>posocup₄</i>	0.587 (0.087)	0.578 (0.085)
<i>posocup₅</i>	0.731 (0.095)	0.731 (0.094)
<i>educ₁</i>		0.186 (0.016)
<i>educ₂</i>		0.523 (0.018)
<i>educ₃</i>		0.692 (0.051)
<i>educ₄</i>		1.24 (0.032)
<i>cons</i>	5.81 (0.238)	6.01 (0.23)
R^2	0.372	0.376

Desviaciones estándar entre paréntesis.

Cuadro 10: Años de escolaridad padre-hijo, muestra para hijos de 23–31 años de edad

	Escolaridad promedio (años)	Obs.
Padre	7.323636	1100
Hijo	12.49091	1100

Cuadro 11: Años de escolaridad padre-hijo, muestra para hijos de 23–34 años de edad

	Escolaridad promedio (años)	Obs.
Padre	7.384127	1890
Hijo	12.60741	1890