

# **TRANSMISIÓN INTERGENERACIONAL DE LA POBREZA EN URUGUAY**

**Olga Gissel Ferrari Recalde**

Documentos de Investigación del programa de Doctorado de  
Economía Aplicada  
Universidad Autónoma de Barcelona

Julio 2008

Departamento de Economía Aplicada  
Universidad Autónoma de Barcelona  
E-08193 Bellaterra (Cerdanyola del Vallès)

[www.ecap.uab.es](http://www.ecap.uab.es)

Este trabajo constituye una versión reducida del trabajo de investigación “Transmisión intergeneracional de la Pobreza en Uruguay”, dirigido por Xavier Ramos Morilla y presentado como parte del Programa de Doctorado de Economía Aplicada de la Universidad Autónoma de Barcelona.

## Resumen

El deterioro de los niveles de desigualdad y el empeoramiento de los niveles de pobreza que se registraron en Uruguay durante la crisis de comienzos del siglo XXI, tuvieron una especial repercusión en la infancia y la juventud, haciendo más vulnerable el futuro desempeño socioeconómico de las nuevas generaciones. El presente trabajo pretende ahondar en la existencia y extensión de la transmisión intergeneracional de la pobreza (TIP) en Uruguay. La ausencia de datos de panel impide la utilización de algunas de las metodologías más difundidas, como la correlación intergeneracional de ingresos, por lo cual se opta por centrar el análisis en la correlación intergeneracional educativa, mediante la utilización de la Encuesta Continua de Hogares del año 2005.

Los resultados comprueban la existencia de correlación intergeneracional educativa en Uruguay, que se ubica por debajo de la registrada en la mayoría de los países de América Latina, y por encima de la registrada en los países más desarrollados. Para ahondar en los determinantes de la TIP se ha estimado un modelo de selección discreta que permite explicar la probabilidad de los jóvenes de terminar la enseñanza secundaria (umbral que permite situarse fuera de la situación de pobreza) en función de una serie de variables vinculadas con el entorno familiar. Se comprueba así la significativa importancia de la educación de los padres en la explicación de los resultados de los hijos, respaldando los enfoques teóricos del capital humano y de la transmisión de habilidades. El análisis también evidencia el efecto negativo de un mayor número de hermanos en la familia, comprobando la importancia del enfoque de cantidad calidad de Becker. Finalmente, los resultados permiten entrever la importancia de otros mecanismos de la TIP como la segregación residencial, el *assortative mating* y el embarazo adolescente.

## Abstract

At the beginnings of the XXI century Uruguay suffered an important economic and financial crisis that provoked a significant deterioration of income inequality indicators and the worsening of the poverty levels. Children and youngsters were the most affected by this situation, making more vulnerable the socioeconomic future of these new generations. This study intends to asses the presence and extent of the intergenerational transmission of poverty (ITP) in Uruguay. The absence of panel data prevents us from using some of the most accepted methodologies, as the estimation of the intergenerational correlation of incomes. That is why the analysis focuses on the intergenerational correlation of education, by using the Continuous Household Survey (2005).

Our empirical analysis documents the presence of education intergenerational persistence in Uruguay. Our results suggest that Uruguay is one of the most mobile countries in Latin America, although it is not as mobile as most developed countries. To explore the determinants of the ITP, we model the probability of completing secondary education (threshold that allows them to escape poverty) using a discreet selection model. We find positive effects of parents' education on children's education attainment, and a negative effect of a larger number of siblings in the family, which goes in line with Becker's quantity-quality approach. The analysis also allows surmising about the importance of others ITP mechanisms like residential segregation, assortative mating and adolescent pregnancy.

## I. Introducción

América Latina (AL) es una de las regiones más desiguales del mundo, sus niveles de desigualdad se ven superados solamente por casos como el de África Subsahariana y algunos estados de la ex Unión Soviética<sup>1</sup>. En el contexto latinoamericano, Uruguay se encuentra en una posición relativamente privilegiada, ya que es el país con menor concentración del ingreso y sus niveles de desigualdad son comparativamente bajos<sup>2</sup>. Sin embargo, la tendencia a la concentración de ingresos que había comenzado a mediados del decenio de 1990, se profundizó y consolidó a partir de la crisis de 1999<sup>3</sup>. En el período 1998-2002 se ha producido un aumento de la diferencia de ingresos entre personas de hogares con distinto nivel educativo y se ha consolidado la tendencia a una creciente concentración de niños en los estratos de ingresos más bajos (Bucheli y Furtado, 2005).

Muchos estudios confirman que altos niveles de desigualdad influyen negativamente en las posibilidades de desarrollo económico de una región (Perotti, 1996), al mismo tiempo que agrava las consecuencias de la pobreza, profundiza las diferencias entre los individuos y socava la justicia social. Si bien el fenómeno de la desigualdad está altamente estudiado y documentado en AL, uno de los principales mecanismos que la perpetúa, como lo es el de la transmisión intergeneracional de la pobreza (TIP) o de las oportunidades de bienestar y la baja movilidad intergeneracional, cuenta con muy pocas investigaciones empíricas, principalmente a raíz de la falta de datos longitudinales que permitan su medición<sup>4</sup>. Si el estatus socioeconómico es transmitido de generación en generación, entonces la justicia social, la cohesión social, las oportunidades de bienestar y la igualdad de oportunidades se resienten, o en palabras de Sen (1992) estaremos mermando la libertad de las personas para alcanzar el bienestar, ya que los estados socioeconómicos no deben evaluarse sólo según los objetivos alcanzados, sino también por la libertad que tienen las personas para alcanzarlos.

La TIP puede ser vista como un caso especial de movilidad socioeconómica intergeneracional, definiéndose esta última como un cambio en el estatus socioeconómico de una generación en relación a la generación anterior (Aldaz-Carroll y Morán, 2001). La TIP ocurre cuando un niño nacido en un hogar de padres pobres no experimenta en su adultez un movimiento ascendente de su estatus económico que sea lo suficientemente grande y persistente como para permitirle escapar de la pobreza en el resto de su vida (Aldaz-Carroll y Morán, 2001). Castañeda y Aldaz-Carroll (1999) definen la TIP como aquel proceso a través del cual los padres pobres transmiten a sus hijos su pobreza y sus desventajas. CEPAL (2004) sostiene que “al menos la mitad de los latinoamericanos ven limitadas tempranamente sus oportunidades de bienestar, como consecuencia de las características que asume la transmisión intergeneracional de capital educativo y de oportunidades laborales”.

Para el caso Uruguayo, la revisión de bibliografía desvela la existencia de trabajos relacionados con la movilidad social ocupacional, la movilidad intrageneracional, la transmisión de activos entre generaciones, la pobreza infantil y adolescente, la exclusión social y la segregación residencial. Pero no se ha encontrado ningún trabajo que trate directamente el tema de la medición de la TIP en Uruguay, ni trabajos que estimen la importancia de cada uno de los posibles mecanismos que la generan y su comparación. Atendiendo a lo anterior y dado que Uruguay dispone de encuestas de hogares bastante completas, en el presente trabajo se analizará la existencia de la TIP en Uruguay y se cuantificará su extensión e importancia a partir de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) del año 2005 del Instituto Nacional de

---

<sup>1</sup> Datos del Banco Mundial, Ferranti et al (2003).

<sup>2</sup> El coeficiente de Gini para Uruguay (2003) es de 0,449 mientras que dicho coeficiente es de 0,513 para Argentina (2004), de 0,549 para Chile (2003), de 0,57 para Brasil (2004) y de 0,584 para Paraguay (2003). Informe sobre Desarrollo Humano (PNUD) 2007-2008, pp. 283-286.

<sup>3</sup> Esta crisis colocó al país al borde de la cesación de pagos, afectó al sistema financiero, provocó una pronunciada caída de los salarios y de los ingresos de los hogares en general, y fue especialmente profunda en el año 2002, donde la tasa de desempleo llegó al 18,6%. El PIB descendió un 2,8%, un 1,44%, un 3,4% y un 10,8% en los años 1999, 2000, 2001 y 2002 respectivamente.

<sup>4</sup> Entre otros mecanismos que perpetúan la desigualdad podemos mencionar: injustos sistemas distribucionales, distintas formas de discriminación, la influencia de ciertos grupos de interés y una cierta tolerancia de la desigualdad. Para un mayor análisis de estos mecanismos ver Piketty (1998).

Estadística del Uruguay (INE). Saber qué factores o mecanismos están detrás de la movilidad socioeconómica intergeneracional y de la TIP permitirá una mejor definición de las políticas que intentan revertir el empeoramiento de los indicadores de desigualdad y de pobreza, especialmente la infantil y juvenil, en Uruguay.

Desde el punto de vista metodológico para la medición de la TIP se utilizarán tres aproximaciones diferentes: a) un análisis descriptivo de la evolución de la distribución de la educación en el tiempo (años de estudio y niveles educativos) comparando padres e hijos, b) la medición de la correlación intergeneracional educativa mediante la utilización del método de regresión a la media, c) se estimará un modelo de elección discreta de respuesta dicotómica, que explicará la probabilidad de culminar la enseñanza secundaria, umbral que según CEPAL (1997) provee de ciertas probabilidades de romper el ciclo de la pobreza en AL. Las variables independientes se definirán en función de las características relevantes de los padres y del entorno familiar del joven, con el objetivo de determinar las conexiones o vínculos intergeneracionales en la determinación de la pobreza de los hijos.

El resto del documento se articula de la siguiente manera. En la próxima sección se realiza una revisión de la bibliografía sobre las principales fuentes teóricas que se encuentran detrás de la TIP y la movilidad intergeneracional, y sobre los principales trabajos empíricos que al respecto se han llevado a cabo en Uruguay y en AL. En la sección tres se explican someramente los datos y se presentan los modelos utilizados para explicar la probabilidad de los jóvenes de terminar la enseñanza secundaria, y para el cálculo de la correlación intergeneracional educativa. En la siguiente sección se presentan los resultados obtenidos. Por último, en la quinta sección se exponen lineamientos de posibles políticas públicas y algunos cometarios finales a modo de conclusión.

## **II. Marco teórico y trabajos previos**

En general, los estudios de movilidad de los países latinoamericanos focalizan en la educación, a la que varios autores ven como el mecanismo crítico a través del cual la movilidad intergeneracional se ve afectada. Los años de estudio tienen un gran impacto en el ingreso y a su vez éstos están fuertemente influenciados por el background familiar (Fernández, 2006).

El enfoque teórico de la transmisión de habilidades y de capital humano es el más utilizado en los trabajos sobre la TIP y la movilidad socioeconómica intergeneracional en los países de AL. El modelo de cantidad-calidad desarrollado por Becker y Mincer y luego ampliado por Becker (1993) con el nombre de "*Extended human capital model*" postula que los padres valoran tanto la cantidad como la calidad de los hijos, entendiendo por calidad su salud, educación, etc. El número de hijos y las inversiones en su educación tienen numerosas y complejas interacciones y por tanto, se determinan *inter alia* a partir del ingreso del hogar y otros recursos. Dada la restricción presupuestal, la cantidad de hijos e inversiones en su educación están inversamente relacionados. La educación de los hijos también se ve afectada por otros factores tales como la educación de los padres y el lugar de residencia. Las áreas urbanas incrementan el costo de la cantidad relativa a la calidad de los hijos y la tasa de retorno de la educación (Aldaz-Carroll y Morán, 2001).

Si existen restricciones crediticias o si el acceso al crédito varía según el nivel de ingreso de los padres no es posible la separabilidad entre las decisiones de inversión y de consumo, y el ingreso permanente de los padres y el entorno familiar pueden afectar las inversiones en la educación de los niños. Los beneficios marginales de la inversión en educación pueden ser mayores en hogares con padres más educados y los costos marginales inferiores. Los hogares de mayores ingresos pueden tener mayores beneficios privados en las inversiones en educación de sus hijos debido a: menor aversión al riesgo, mejores medios para enfrentar eventos inesperados, menores tasas de descuento, más información sobre los retornos de las inversiones en educación, decisiones de inversión en educación menos inciertas. Como contrapartida, también pueden haber factores que hagan descender los costos marginales de los pobres y contrarrestar los efectos anteriores, tales como políticas públicas que los

favorezcan, exoneraciones de pago de matrículas escolares, inferior costo de oportunidad de dejar de trabajar para estudiar, etc. (Behrman et al. 1998).

Un enfoque alternativo al modelo de riqueza de Becker y Tómes es el modelo de asignaciones intrahogares “*Separable Earnings-Transfers Model*” (SET), donde se analiza como los padres asignan los recursos entre los hijos y entre las inversiones en su educación y otro tipo de legados y regalos. Las asignaciones que se realizan al interior del hogar son importantes en la determinación del uso del tiempo, de las inversiones en recursos humanos y de las transferencias intra e inter generacionales en los países en desarrollo. Estas asignaciones de tiempo e ingreso entre los hijos vienen determinadas por el número de hijos, el género de los hijos y la edad relativa de los hijos respecto a sus hermanos. Al asignar los recursos escasos, los padres se enfrentan a un *trade-off* entre igualdad y eficiencia y entre la competencia de los deseos de igualar la riqueza de sus hijos por un lado y el deseo de maximizar la suma de los ingresos de sus hijos por otro (Behrman, 1994).

Otro grupo de modelos hace referencia a las trampas de la pobreza y se centran en general en la trampa de la pobreza nutricional o de la salud y la trampa del capital humano. Si durante una crisis todas las posesiones de una persona desaparecen quedando solo el trabajo como fuente de ingresos y a su vez si la crisis llevó a la persona a un estado nutricional por debajo del umbral necesario, no habrá esperanzas de sobreponerse por sus propios medios, generándose así condiciones para la persistencia del estado de privación temporal (Sachs, 2005). La trampa de la pobreza de capital humano implica que la gente es demasiado pobre como para adquirir educación debido a varios factores: no tienen recursos privados para invertir en educación, trabajo infantil, ingresos demasiado bajos como para renunciar al consumo, escasez de activos, imposibilidad de acceso al mercado de crédito, etc. “Una trampa de pobreza típica es la fecundidad adolescente. En general, la primera consecuencia de este fenómeno es la deserción escolar de la joven embarazada, que ocasiona la interrupción del proceso de acumulación de capital humano de la niña, y le impide obtener una buena retribución salarial en el futuro. Los bajos ingresos obligan a la adolescente a realizar inversiones muy bajas en la educación y la salud de sus hijos, y, al final, el ciclo de pobreza se repite en los menores (PNUD, 2007).

Según los modelos de life-course el grado en que la pobreza es transferida a una persona joven depende de las normas y derechos basados en el género, la posición entre hermanos y otros miembros de la familia, el estatus marital y paternal, el estatus de salud, y de factores de idiosincrasia como la actitud de ambos padres y de los propios hijos (Moore, 2007). La mayoría de las decisiones tomadas en la infancia y juventud están relacionadas con las inversiones en capital humano (no solo en educación, sino también en la salud y nutrición de los niños) que variarán según el género, la edad y otros factores. Todas estas decisiones se ven influenciadas por las preferencias de los padres, los retornos de las inversiones (retornos esperados en el mercado laboral y el mercado de matrimonios), las restricciones de recursos (tiempo y dinero), los precios a los que se enfrentan, su habilidad para compensar recursos presentes con recursos futuros y las negociaciones entre padres (Quisumbing, 2006).

Distintos tipos de segregación residencial/geográfica o familiar e incluso empresarial pueden influir decisivamente en la TIP. Si dos barrios tienen una composición marginal diferente, entonces los agentes altamente educados estarán dispuestos a pagar rentas marginalmente superiores por vivir en un mejor barrio, lo que a su vez lleva a una mayor segregación, y así sucesivamente. Asimismo, pueden existir *spillovers* étnicos entre grupos, grupos étnicos de bajos ingresos tienen a vivir agrupados en barrios de bajo ingreso promedio, y el efecto de barrio influencia negativamente la movilidad intergeneracional (Vargas y Royuela, 2006). La segregación o la integración son consecuencia de las externalidades locales (*peer effects*)<sup>5</sup> y del mercado de vivienda.

El capital humano, cultural y social que los padres transmiten a sus hijos, también es recompensado en el mercado de matrimonios (Musik y Mare, 2006). La literatura del emparejamiento selectivo (*assortative*

---

<sup>5</sup> *Peer effects*: este concepto tiene que ver con la interacción directa entre niños que están en la misma escuela y con los modelos de roles. Los estudiantes son “buenos” pares o iguales si producen *spillovers* de aprendizaje positivos, con lo cual, los estudiantes que interactúan con ellos ganan más por cada unidad monetaria invertida en su educación, por el contrario, los estudiantes serán “malos” pares si producen el efecto contrario.

*mating*) nos dice que si las habilidades de los hijos dependen de las características de los padres, entonces el hecho de que hombres y mujeres con características similares tiendan a emparejarse hace que la movilidad intergeneracional sea inferior a la que podría ser bajo condiciones de emparejamiento aleatorio (Justino y Acharya, 2003)<sup>6</sup>.

Como comentábamos anteriormente, en los trabajos revisados sobre el caso uruguayo no se encuentra una medición específica de la TIP o de su importancia. Los estudios previos son más bien de corte sociológico, y se centran principalmente en la movilidad social ocupacional, la movilidad intrageneracional, la pobreza infantil y adolescente, la exclusión social, la distribución de la pobreza entre los diferentes grupos de edad y las transferencias públicas y privadas de activos entre generaciones.

Filgueira y Kaztman (2001) destacan la importancia de la segmentación entre las rutas emancipatorias de los sectores más pobres respecto de las del resto de la sociedad. Los sectores más pobres del país (menos de 9 años de educación formal) son quienes cargan con el grueso de la constitución de los nuevos hogares (hogares que se forman con jóvenes entre 20 y 28 años) y, por ende, con el peso de la reproducción biológica y social del país. En cambio, los no pobres y, en particular, los más educados, reducen el número de hijos. Esta situación provoca que Uruguay se enfrente al riesgo de una dinámica ampliada de empobrecimiento, transmisión intergeneracional de la pobreza y exclusión social. Estas realidades son particularmente claras en materia educativa y en la temprana y precaria inserción de los sectores más pobres en el mundo laboral.

La segregación residencial en Montevideo es un fenómeno significativo, así lo destaca un trabajo que analiza el impacto de la composición social del vecindario sobre los comportamientos de riesgo de los miembros de la familia (el rezago y abandono del sistema educativo de los niños y jóvenes, la presencia de varones jóvenes que no estudian, no trabajan y no buscan trabajo, la maternidad juvenil fuera del matrimonio) sobre todo en los niños y jóvenes, como mecanismos sociales de reproducción de las desigualdades, la pobreza y la exclusión social. En los barrios pobres se puede dar la ausencia de “modelos de rol” exitosos que sirven como ejemplo de estrategias legítimas de integración y movilidad social. Así, tanto la integración como la movilidad social será más deficitaria que en aquellos vecindarios más heterogéneos en su composición. Adicionalmente, el trabajo prueba que el “efecto vecindario” es todavía más importante en los miembros de aquellos hogares en los cuales no existen o son precarias otras formas de activos, como por ejemplo, el “clima educativo del hogar” o la “integración familiar”. La debilidad de los portafolios de activos de los hogares de los barrios pobres aumenta la permeabilidad de niños y jóvenes a los modelos dominantes que surgen en el entorno social inmediato. Esta situación desalienta la inversión educativa contribuyendo de ese modo a las altas tasas de rezago y abandono escolar que caracterizan estos barrios (Kaztman, 1999).

Laens y Llambí (2005) destacan que las elevadas tasas de deserción en la educación media (enseñanza secundaria), se manifiestan en un desgranamiento de la matrícula en el transcurso del ciclo. Si bien casi 9 de cada 10 jóvenes de 12 a 29 años de edad, de las localidades de 5.000 habitantes o más, se encuentra en condiciones de ingresar a la educación media, sólo 7 de cada 10 alcanzan el umbral obligatorio del Ciclo Básico (los primeros 3 años de enseñanza secundaria) y finalmente solamente 5 egresan del Bachillerato Diversificado (dos últimos años de la enseñanza secundaria).

Numerosos estudios llevados a cabo principalmente por investigadores del BID -Dahan y Gaviria (2001), Castañeda y Aldaz-Carroll (1999), Behrman et al. (1998), Aldaz-Carroll y Morán (2001), Behrman et al. (2001), Andersen (2001)- analizan la TIP en AL (entre 16 y 19 países) y ponen de manifiesto la fuerte conexión entre el entorno familiar y el estatus socioeconómico, la igualdad de oportunidades y el nivel de

---

<sup>6</sup> *Assortative mating* se refiere a ciertas características individuales tales como la salud, la riqueza o el estatus educacional, que son importantes a la hora de seleccionar un compañero con el que contraer matrimonio. Por lo tanto, con el fin de obtener una buena pareja (que combine correctamente) para sus hijos, y potencialmente mejorar las propias redes sociales, los padres realizan transferencias intergeneracionales estratégicas.

movilidad social<sup>7</sup>. Los autores utilizan metodologías que permiten analizar la TIP y la movilidad socioeconómica mediante la utilización de los exiguos datos de panel disponibles y las encuestas de hogares de corte transversal, disponibles para todos los países y para varios períodos, reconociendo en cada caso las limitaciones pertinentes a la hora del análisis o la generalización de los resultados. Generalmente, se centraliza la muestra en adolescentes y adultos jóvenes (en general entre 16-20 años de edad), que conviven con sus padres, debido a que en la mayoría de las encuestas de hogares una vez abandonado el hogar paterno se pierde la pista de las características del progenitor<sup>8</sup>.

En los trabajos analizados, la movilidad intergeneracional educativa es medida de diversas maneras, Dahan y Gaviria (1999) optan por las correlaciones de los logros escolares entre hermanos, medidos a través de un indicador de fallo socioeconómico que tiene en cuenta si los logros escolares están por encima o por debajo de la media de su cohorte definida según edad y sexo<sup>9</sup>, Castañeda y Aldaz-Carroll (1999) y Aldaz-Carroll y Morán (2001) mediante un modelo de selección discreta (Logit) explican la probabilidad de que un adolescente o adulto joven termine la enseñanza secundaria (umbral de éxito socioeconómico o de ruptura de la TIP) a partir de variables que recogen el entorno familiar (educación del padre y de la madre, número de hermanos, género, ingreso del hogar, si proviene de un hogar inmigrante, género del cabeza de familia, si es indígena), Behrman et al. (1998) y Andersen (2001) utilizan los resultados de una regresión para calcular índices de movilidad que reflejan qué parte de la variación en el *schooling gap* (variable dependiente) se explica a través de variables del entorno familiar (ingreso del hogar, educación de la madre y el padre, género del cabeza de familia, edad del cabeza de familia cuando nace el hijo, hogar mono o dúo parental), y finalmente Behrman et al. (2001) utilizan más de una metodología, empleando tanto procesos de Markov, como correlación entre hermanos y matrices de transición de logros escolares y de estatus ocupacional.

No todos los enfoques teóricos analizados han sido tratados con el mismo énfasis a la hora de estudiar la TIP y la movilidad intergeneracional en AL. De hecho, tanto los trabajos del BID como de CEPAL (1997) utilizan como marco conceptual de base, el enfoque del capital humano y el modelo de cantidad-calidad de Becker. Como consecuencia del enfoque utilizado y de los datos disponibles, estos trabajos focalizan fundamentalmente en la movilidad intergeneracional educativa y sus vínculos con el entorno familiar.

### III. Metodología y datos

La muestra a utilizar proviene de la ECH del INE del año 2005, que se caracteriza por ser una muestra probabilística estratificada, y cuya cobertura abarca la población residente en localidades de 5.000 o más habitantes (por tanto es una muestra urbana y no incluye la población rural). La encuesta incluye información sobre variables relacionadas con el hogar, y sobre variables relacionadas con cada una de las personas que residen en dichos hogares<sup>10</sup>. La ECH para el año 2005 incluye un total de 18.506 hogares y 54.330 personas, de las cuales se han seleccionado en una primera etapa, aquellos individuos que se encontraban entre los 20 y 24 años (3.876 personas), en una segunda etapa, aquellos individuos

<sup>7</sup> El trabajo que más países incluye es el de Behrman et al. 2001 (19 países de América Latina): Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, Uruguay, Venezuela. El resto de los trabajos utilizan 16 o 18 países de América Latina.

<sup>8</sup> Para examinar el total de años de estudio que cursan los jóvenes de la generación actual es preciso seleccionar un grupo etario integrado en su mayor parte por personas que hayan dejado de estudiar y que, por lo tanto, hayan terminado de acumular el capital educacional con que se incorporarán a la vida activa. Sin embargo, a medida que aumenta la edad de la cohorte seleccionada, se eleva la proporción de jóvenes que ya no viven en el hogar paterno y, en consecuencia, disminuye el número de casos en que es posible comparar la educación de los hijos con la de sus padres. La cohorte de 20 a 24 años es la más adecuada para el análisis (CEPAL, 2004).

<sup>9</sup> Los logros escolares se miden a través de un indicador de fallo socioeconómico, según el cual se alcanzaría el éxito socioeconómico si la escolarización del individuo es superior a la media de su cohorte y no lo alcanzará en otro caso. Primero se computa la media de la escolarización para cada cohorte (definidas en base a la edad y al sexo) y luego se utilizan dichos valores para definir el umbral relevante. En este indicador de fallo socioeconómico se asignará el valor uno a aquellos niños cuya escolaridad sea mayor que la media de su cohorte menos uno, y se asignará el valor cero a todos los demás (para los cuales el éxito socioeconómico será improbable).

<sup>10</sup> Por más información respecto a la ECH se puede consultar la página web: [www.ine.gub.uy](http://www.ine.gub.uy).

que se encontraban en dicho grupo etario y además conviven con al menos uno de sus padres (2.572 personas), y en una tercera etapa se han incluido solamente los que conviven con ambos padres (1.799).

Algunas de las metodologías utilizadas para la medición de la TIP no pueden ser aplicadas en el presente estudio por diversas razones. Una de ellas es la falta de datos panel, que impide la utilización de la metodología de correlaciones intergeneracionales de ingreso. Por otra parte, la metodología del cálculo de la correlación entre hermanos, que no requiere de la existencia de datos de panel, implicaría una reducción significativa del número de observaciones disponibles, ya que sólo se pueden considerar hogares con dos o más hermanos. La metodología de matrices de probabilidades de transición se ha descartado por que no existe un único método para medir la movilidad relativa mediante esta técnica, y la utilización de distintos procedimientos lleva a obtener rankings diferentes a partir del uso de una misma matriz. Tampoco se han considerado las metodologías que explican el *schooling gap* y el cálculo de índices de movilidad, ya que en el presente trabajo el énfasis está puesto en el proceso de la TIP y en el éxito de los jóvenes de romper con el ciclo de la pobreza, y por tanto, se prefiere trabajar con la variable dependiente que recoge el hecho de haber culminado la enseñanza secundaria.

El principal propósito de este estudio es determinar en que grado la pobreza se transmite de padres a hijos y para ello se utilizarán tres aproximaciones diferentes. La primera es de tipo estadístico y analiza la evolución de los logros educativos entre la generación de los jefes de hogar y de los hijos. En una segunda aproximación se utiliza una metodología similar a la aplicada por Aldaz-Carroll y Morán (2001). Mediante un modelo de selección discreta (Logit) se explicará la probabilidad de que los jóvenes de entre 20 y 24 años de edad, que conviven con al menos uno de sus padres, termine la enseñanza secundaria, en función de una serie de variables explicativas relacionadas con el entorno familiar del joven<sup>11</sup>. La elección de la culminación del ciclo de enseñanza secundaria como probabilidad a explicar responde a que, según la CEPAL (2004), este umbral educativo, permite la obtención de un ingreso que otorga cierta probabilidad de situarse fuera de la pobreza en AL.

La variable dependiente (*vdep*) del modelo será de naturaleza dicotómica y tomará el valor 1, si el joven ha tenido éxito en culminar la enseñanza secundaria (12 años de estudios) y 0 en otro caso. La respectiva variable se ha construido utilizando la variable *e11* de la ECH, que recoge los años aprobados en preescolar o jardín, primaria, secundaria, enseñanza técnica, magisterio o profesorado y universidad o similar y la variable *e13* que nos dice si el nivel ha sido aprobado o no.

La bibliografía consultada permite orientar la selección de las variables explicativas. Tanto aquellos estudios que explican la probabilidad de culminar el ciclo secundario, como aquellos que explican el *schooling gap*, han escogido los siguientes grupos de variables relacionadas con el entorno familiar para explicar los logros educativos: a) variables relacionadas con el entorno educativo del hogar como por ejemplo educación del padre, educación de la madre, máximo entre la educación del padre y de la madre, b) variables relacionadas con los ingresos del hogar, c) variables que recogen características del joven como por ejemplo género, edad, origen indígena o de alguna otra étnia o inmigrante, d) variables relacionadas con la estructura y composición del hogar como por ejemplo el número de hermanos en el hogar, hogar mono o dúo parental, lugar que ocupa el joven en relación a sus hermanos y la interacción de esta posición con el sexo del joven, sexo del jefe de hogar, edad del jefe de hogar al momento del nacimiento del hijo, si el jefe de hogar es autoempleado, si el joven tiene una relación no biológica con el jefe de hogar, violencia doméstica en el hogar, e) otras variables de control como por ejemplo ingreso regional promedio, educación regional promedio.

Luego de testear varias especificaciones se ha optado por utilizar el siguiente modelo:

$$\text{Probabilidad (vdep=1)} = \alpha + \beta_1 \text{Edmax} + \beta_2 \text{Hermanos} + \beta_3 \text{Hombre} + \beta_4 Y_2 + \beta_5 Y_3 + \beta_6 Y_4 + \beta_7 \text{Edad} + \beta_8 \text{Hijo jefe} + \beta_9 \text{Hijo cónyuge} + \beta_{10} \text{Edad padre al nacimiento} + \varepsilon \quad (1)$$

<sup>11</sup> La selección del grupo etario de entre 20-24 años ha sido utilizada previamente por CEPAL (1997), Castañeda y Aldaz-Carroll (1999), Aldaz-Carroll y Morán (2001) y Andersen (2001). De esta manera, se intenta asegurar que los individuos de la muestra estén en una edad en la que deberían haber terminado el ciclo de enseñanza secundaria (Aldaz-Carroll y Morán, 2001).



Las variables independientes del modelo son la educación máxima alcanzada por los padres (máximo entre la educación de padre y de la madre), el número de hermanos, la edad del joven, si se trata de un hijo solamente del jefe de hogar o solamente del cónyuge del jefe de hogar, la edad del jefe de hogar al momento del nacimiento del joven y cuatro variables *dummy* que recogen el cuartil de ingresos en el que se encuentra el hogar en que el joven se desarrolla<sup>12</sup>.

Adicionalmente, se ha estimado una segunda especificación muy similar a la anterior con la diferencia de que la variable educación máxima es sustituida por dos variables independientes, que recogen por un lado la educación de la madre y por otro, la educación del padre, de forma de poder detectar si inciden de forma diferente en la probabilidad de terminar el ciclo secundario.

$$\text{Probabilidad (vdep=1)} = \alpha + \beta_1 \text{Edmadre} + \beta_2 \text{Edpadre} + \beta_3 \text{Hermanos} + \beta_4 \text{Hombre} + \beta_5 Y_2 + \beta_6 Y_3 + \beta_7 Y_4 + \beta_8 \text{Edad} + \beta_9 \text{Hijo jefe} + \beta_{10} \text{Hijo cónyuge} + \beta_{11} \text{Edad padre al nacimiento} + \varepsilon \quad (2)$$

Teniendo en cuenta que los datos disponibles sólo permiten observar las características de padres e hijos para aquel grupo de jóvenes que aún convive con sus padres, se debe analizar un posible problema de sesgo de selección muestral. Es probable que el porcentaje de jóvenes que completan el ciclo secundario sea inferior en el grupo de jóvenes excluidos de la muestra (jóvenes entre 20-24 años que no conviven con alguno de sus padres) que en el grupo de jóvenes incluidos en la muestra (que conviven con al menos uno de sus padres), porque los jóvenes que permanecen por más tiempo en el hogar paterno tienen mayores oportunidades de acrecentar su capital educacional y esto podría llevar a sesgar las estimaciones de los determinantes de la TIP. Para nuestra muestra se comprueba que la proporción de jóvenes de entre 20 y 24 años que no convive con sus padres representa el 33,6% del total de la cohorte<sup>13</sup>.

En el presente estudio, el problema de sesgo de selección se aborda utilizando la metodología propuesta por Heckman (1979) que ha sido adaptada por Dubin y Rivers (1989) para variables categóricas, resultando el modelo de selección Probit bivariado con posible sesgo de selección muestral. Este modelo esta compuesto por dos ecuaciones, la ecuación de selección (que el individuo se encuentre o no dentro del grupo que convive con al menos un padre) y la ecuación de resultado (que el individuo se encuentre o no dentro del grupo que ha culminado la enseñanza secundaria). La ecuación de selección explicaría por tanto la emancipación. El problema de sesgo de selección existe cuando la correlación entre los errores de la ecuación de selección y la ecuación de resultado es estadísticamente diferente de cero. El procedimiento de Heckman estima simultáneamente dos ecuaciones Probit y somete a prueba la hipótesis nula de que la correlación entre los dos errores ( $\rho$ ) es igual a cero. Los resultados de la estimación del Probit bivariado con riesgo de selección muestral sugieren que no existe correlación entre los errores de la ecuación de selección y los errores de la ecuación de resultado, y por tanto no se podría rechazar la hipótesis nula de independencia ( $\rho = 0$ ). Asimismo, los coeficientes estimados con el Probit bivariado y con el Probit simple resultaron ser muy similares<sup>14</sup>. Al no detectarse la existencia de un sesgo de selección muestral, se optará por estimar los modelos con una especificación Logit simple utilizando el método de máxima verosimilitud<sup>15</sup>.

La última aproximación a la medición de la TIP utiliza la metodología de la regresión a la media para calcular la correlación intergeneracional educativa. Este método ha sido empleado por varios autores como por ejemplo Solon (1992) y Zimmerman (1992). La forma de caracterizar la movilidad es a través de

<sup>12</sup> Ver Anexo 1 para una descripción más detallada de las variables explicativas utilizadas.

<sup>13</sup> Según CEPAL (1997) este sesgo, no altera las conclusiones respecto de la transmisión de la desigualdad de oportunidades de padres a hijos.

<sup>14</sup> Para la estimación se ha utilizado el comando Heckprob del paquete estadístico Stata. La muestra utilizada está conformada por 3.876 jóvenes de entre 20 y 24 años, incluyendo a los que conviven con sus padres y a los ya emancipados. La ecuación de selección utilizada fue la siguiente  $\text{Convive} = \alpha + \beta_1 \text{Hombre} + \beta_2 \text{Edad} + \beta_3 \text{Ingreso del hogar} + \beta_4 \text{Ingreso del joven} + \varepsilon$ , donde Convive tomaba el valor uno si el joven convive con alguno de sus padres y cero en otro caso. La ecuación de resultado utilizada es la ecuación (1). Los resultados de la estimación del Probit bivariado con riesgo de selección ( $\text{Prob} > \chi^2_2 = 0.129$ ) sugieren que no existe correlación entre los errores de la ecuación de selección y los errores de la ecuación de resultado, y por tanto no se podría rechazar la hipótesis nula de independencia ( $\rho = 0$ ) (ver Anexo 2).

<sup>15</sup> Se ha optado por estimar un modelo Logit en lugar de un Probit para poder comparar nuestros coeficientes con los estimados por Aldaz-Carroll y Morán (2001).

procesos de Markov de primer orden, donde el indicador del status económico relevante para la entidad  $i$  en el período  $t$  ( $S_{i,t}$ ) depende del valor del indicador en el período previo ( $S_{i,t-1}$ ) y de un término estocástico ( $w_{i,t}$ ) ruido blanco que es independiente del indicador del período previo y se distribuye independientemente entre individuos y entre períodos. Cada uno de los períodos correspondería a una generación y cada entidad correspondería a una dinastía familiar.

$$S_{i,t} = \alpha + \beta S_{i,t-1} + w_{i,t} \quad (3)$$

Si  $S_{i,t-1}$  se define respecto a la media de su distribución, entonces el parámetro  $\beta$  afecta la posición relativa en la distribución y  $\beta$  será una medida de la inmovilidad. Si las variables están medidas en logaritmos,  $\beta$  será la elasticidad en el status económico del hijo con respecto al status económico del padre (Behrman et al. 2001). La expresión  $(1 - \beta)$  es llamada el grado de regresión a la media o el grado de movilidad intergeneracional.

Atendiendo a la metodología anterior se ha estimado por MCO una ecuación similar a la ecuación (3)

$$Ed_h = \alpha + \beta Ed_{m\acute{a}xima} + \varepsilon_i \quad (4)$$

Donde  $Ed_h$  es el nivel educativo del joven (o del hijo) y  $Ed_{m\acute{a}xima}$  es el nivel educativo máximo entre el nivel educativo del padre y de la madre del joven. Si el  $\beta$  estimado es cercano a la unidad, sugerirá una movilidad intergeneracional educativa muy limitada, si en cambio el  $\beta$  es cercano a cero, sugerirá que los logros escolares entre generaciones no están muy relacionados

Para tener en cuenta las posibles no linealidades en la correlación intergeneracional educativa, en el modelo (4) se han incorporado como variables explicativas adicionales la educación máxima de forma cuadrática y cúbica, pero han resultado no significativas. Este resultado permite suponer, que en principio, no existirían grandes diferencias en la persistencia intergeneracional educativa, entre la parte alta y baja de la distribución de los niveles educativos. Para analizar posibles diferencias en el efecto de la educación del padre y de la madre, se ha modificado la ecuación (4), de modo que incluya por separado el nivel educativo de la madre y el nivel educativo del padre resultando la siguiente ecuación:

$$Ed_h = \alpha + \beta_1 Ed_{padre} + \beta_2 Ed_{madre} + \varepsilon_i \quad (5)$$

## IV. Resultados

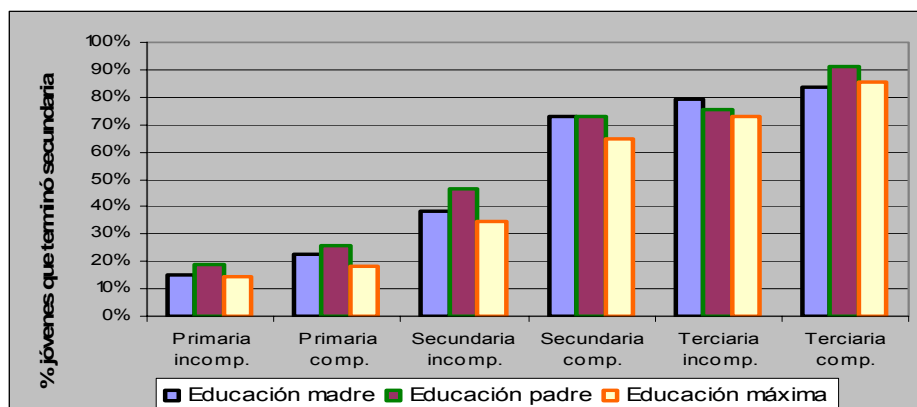
En primer lugar destaca, que menos de la mitad del total de jóvenes de entre 20 y 24 años (42,3%) ha logrado culminar la enseñanza secundaria. Mientras que un 46,7% de los individuos que conviven con alguno de sus padres han sido exitosos en terminar la enseñanza secundaria, tan sólo el 33,7% de aquellos que no conviven, lo ha conseguido. El porcentaje de jóvenes que ocupan el estatus de cabeza de familia dentro del hogar, que no termina la enseñanza secundaria (63,3%) es casi 6 puntos porcentuales superior al porcentaje medio (57,7%) y más significativo aún, el porcentaje de jóvenes que cumplen el rol de cónyuges dentro del hogar, que no termina el ciclo secundario (77,6%) supera a la media en casi 20 puntos porcentuales, dejando entrever la importancia de las transferencias intergeneracionales.

Al analizar el éxito de los jóvenes en la finalización del ciclo secundario, en función de la educación de los padres (ver Gráfico 1), se comprueba que a medida que aumenta el nivel educativo tanto del padre como de la madre o el nivel máximo entre estas dos variables, aumenta la proporción de los jóvenes que culminan la enseñanza secundaria<sup>16</sup>. Si la madre tiene primaria incompleta, el 85% de los hijos no termina la enseñanza secundaria, mientras que si es el padre quien tiene primaria incompleta, dicho porcentaje se ubica en el 81%. Si en cambio, el nivel educativo de los padres es de secundaria completa, el porcentaje de hijos que no termina la enseñanza secundaria se reduce a un 27%, siendo el mismo porcentaje tanto

<sup>16</sup> Tanto en el nivel educativo de la madre, como en el nivel educativo del padre, la representatividad de los casos con el nivel más bajo (sin primaria) es escasa ya que el número de casos con dicho nivel educativo no arriba a 14.

si es el padre o la madre quien ostenta dicho nivel. Finalmente, menos del 10% de los hijos con padre con nivel universitario completo no termina la enseñanza secundaria.

**Gráfico 1. PORCENTAJE DE JÓVENES QUE TERMINA LA ENSEÑANZA SECUNDARIA EN FUNCIÓN DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS PADRES**



Fuente: elaboración propia en base a datos del INE.

De la comparación de los niveles educativos de los hijos con el nivel educativo máximo alcanzado por ambos padres, se desprende que un 39,5% de los hijos supera el nivel educativo de sus padres, un 30,6% lo iguala y un 29,9% se queda en un nivel educativo inferior al de sus progenitores. La media del nivel de estudios de los hijos es de 4,75, valor más cercano al nivel de secundaria completa (nivel 5) que los promedios correspondientes a sus madres (4,33) y padres (4,14), más cercanos al nivel de secundaria incompleta (nivel 4). Estas cifras indicarían que en promedio la generación de los hijos supera el nivel educativo de la generación de sus respectivos padres.

Al dividir los hogares según cuartiles de ingresos, se detecta que el porcentaje de jóvenes que logran terminar la enseñanza secundaria, mejora a medida que subimos en la escala de ingresos. Por ejemplo, la proporción de jóvenes que terminan la enseñanza secundaria, que pertenecen al cuartil de ingresos superior (82,4%), es más del cuádruple que la respectiva proporción dentro del cuartil de ingresos más pobre (17,7%). Por otra parte, el porcentaje de los jóvenes que no termina la enseñanza secundaria se reduce en más del doble al pasar del tercer cuartil al cuarto cuartil de ingresos.

Se constata una evolución ascendente de los años de estudio para los cuatro cuartiles de ingresos, si comparamos jefes de hogar con los jóvenes de los respectivos hogares. Si bien más de un cuarto de los jefes de hogar del primer cuartil no alcanzan los 6 años de estudio, tan sólo el 7,3% de los jóvenes del primer cuartil se encuentran en esta situación, lo que implica un descenso importante del peso de la categoría de menos años de estudios entre los más pobres. Por otro lado, mientras que tan sólo un 3% de los jefes de hogar del cuartil más pobre tenía 13 o más años de estudio, esta participación se eleva al 10,6% al considerar los jóvenes de dichos hogares. En el cuartil de ingresos más alto se detecta un importante incremento (14 puntos porcentuales) de la participación de los que tienen 13 o más años de estudio al comparar los jefes de hogar y los jóvenes de dichos hogares. La interpretación de la evolución positiva de los años de estudio para los cuartiles de ingreso más bajos debe ser cautelosa, puesto que no implicará necesariamente una mejora en el nivel de ingresos de los hijos, ya que deben considerarse también los efectos de la devaluación educativa<sup>17</sup>. Por esta razón, el hecho de que los jóvenes que pertenecen al cuartil de ingresos más pobre, tenga más años de estudio que sus respectivos jefes de hogar, no necesariamente implicará que mejorarán sus condiciones de vida.

Una alta desigualdad en capital humano incrementará los incentivos a casarse con alguien que tenga un nivel de capital humano similar, así una mayor desigualdad en capital humano entre los padres llevará a una más alta desigualdad de capital humano entre los hijos y así sucesivamente (Piketty, 1998). En el 42,8% de los hogares dúo parentales de la muestra, los padres tienen el mismo nivel de educación, en el

<sup>17</sup> Según el concepto de devaluación educativa, a medida que aumenta la cobertura educativa se necesitan más años de estudio para poder lograr igual inserción ocupacional y el mismo ingreso (CEPAL, 2004).

32,8% la madre es más educada que el padre y en el 24,4% el padre resulta ser más educado que la madre. Con esta distribución se obtiene, que en promedio, el nivel de estudio de las madres (4,33) se ubica unas décimas por encima del de los padres de (4,14). La correlación ( $\rho$ ) entre la educación del padre y la educación de la madre (medidas en términos del nivel educativo alcanzado), es de 0,63, valor que coincide con el reportado por Dahan y Gaviria (2001) para Uruguay en el año 1995, indicando así que esta medida del assortative matting se ha mantenido constante durante la década 1995-2005. Si bien existe un cierto grado de assortative matting, este es relativamente bajo si lo comparamos con la media de AL (0,72 para mediados de los 90) o con casos como el de Bolivia y Colombia con valores de 0,79 y 0,77 respectivamente.

Tanto la característica familiar de hogar mono o dúo parental como el sexo del jefe del hogar resultaron no significativas a la hora de explicar la probabilidad de los jóvenes de romper con el ciclo de la pobreza (cuando se incluyeron como variables explicativas en la ecuación 1). En cuanto al sexo del jefe del hogar se podría pensar que este resultado estuviese viciado por la presencia de multicolinealidad, ya que existe una alta correlación entre la variable sexo del jefe de hogar y la variable que recoge la condición de hogar mono o dúo parental<sup>18</sup>. En presencia de multicolinealidad los estimadores continúan siendo insesgados, pero al aumentar la varianza, y por tanto los errores estándar, de los estimadores de los parámetros, puede ocurrir que se reduzca el valor del estadístico de significación individual (como por ejemplo,  $t$  de Student o test de Wald) a valores por debajo de su nivel de significación ( $p > 0,05$ ). Más del 80% de los hogares monoparentales aquí considerados son liderados por una mujer, y por tanto se mezclan los efectos de hogar monoparental con los efectos de que el hogar sea liderado por una mujer, y como vimos la variable hogar monoparental resultaba no significativa. Sin embargo la no significatividad de estas variables a la hora de explicar la probabilidad de que el joven pueda romper el ciclo de la pobreza también ha sido comprobada por otros autores como Castañeda y Aldaz-Carroll (1999) y Andersen (2001).

Adicionalmente, se testearon varias combinaciones de interacciones entre las variables explicativas, de las cuales la mayoría resultaron no significativas. La interacción entre hermanos e ingreso del hogar resultó significativa y de signo positivo pero la magnitud de su efecto marginal es ínfima, lo que estaría sugiriendo que el efecto negativo de un mayor número de hermanos sobre la probabilidad relevante es menor cuanto mayores sean los ingresos del hogar, aunque con un impacto muy pequeño. Este resultado estaría en línea con el obtenido por Aldaz-Carroll y Morán (2001) quienes comprueban una diferencia en el valor absoluto del coeficiente de la variable hermanos según se trate de hogares de bajos o altos ingresos y con el de Castañeda y Aldaz-Carroll (1999), quienes concluyen que el efecto es similar tanto para hogares de ingresos bajos como altos, pero tiende a ser más pequeño para niños provenientes de hogares no pobres, excepto para Costa Rica donde el efecto es significativamente grande. Mediante la introducción en el modelo 1) de una variable *dummy* para los hogares pobres, a modo de interacción con el resto de variables explicativas, que resultó ser no significativa, se pudo verificar que las variables explicativas del modelo no incidían de forma diferente en la probabilidad del éxito escolar de los jóvenes según se tratara de un hogar pobre o no pobre<sup>19</sup>.

Los modelos utilizados (ver Tabla 1) arrojan un  $R^2$  de Mc Fadden de 0,275 para el modelo 1) de 0,304 para el modelo 2). Teniendo en cuenta los valores de los  $R^2$  de Mc Fadden de estudios anteriores (Aldaz-Carroll y Morán, 2001), Castañeda y Aldaz-Carroll, 1999), y considerando que en este tipo de modelos (con variable dependiente dicotómica) se suelen encontrar bajas medidas de bondad de ajuste, podríamos decir que los valores obtenidos para nuestros modelos son razonables y están dentro de los más altos. Si tenemos en cuenta la significatividad de los coeficientes por separado podemos comprobar que son todos significativos a un nivel de significatividad del 5%, con excepción del coeficiente de la variable hijo del jefe, el cual resulta significativo al 8% en el modelo (1) y no significativo en el modelo (2).

<sup>18</sup> El coeficiente de correlación Cohen's Kappa es del 0,769 entre la variable sexo del jefe de hogar y la variable que recoge la condición de hogar mono o dúo parental.

<sup>19</sup> Esta variable *dummy*, igual a la utilizada por Aldaz-Carroll y Morán (2001), toma el valor uno si el cabeza de familia ha completado la enseñanza primaria (se asume que dicho hogar no es pobre) y cero si no la ha completado.

Los signos de los coeficientes son los esperados según la teoría y los trabajos empíricos consultados. Asimismo, si se comparan las magnitudes de los coeficientes del modelo (1) y (2) se constata que resultan ser bastante similares (ver Tabla 1). A modo de resumen podemos decir que las variables que influyen negativamente en la probabilidad del joven de culminar la enseñanza secundaria son: el número de hermanos, el hecho de ser hombre y el hecho de ser hijo solamente del cónyuge o solamente del jefe de hogar en un hogar dúo parental, respecto a ser hijo de ambos padres. Las variables que influyen positivamente en la probabilidad de romper con el ciclo de la pobreza son, la educación de los padres, el ingreso del hogar, la edad del joven y la edad del jefe de hogar al momento del nacimiento del hijo.

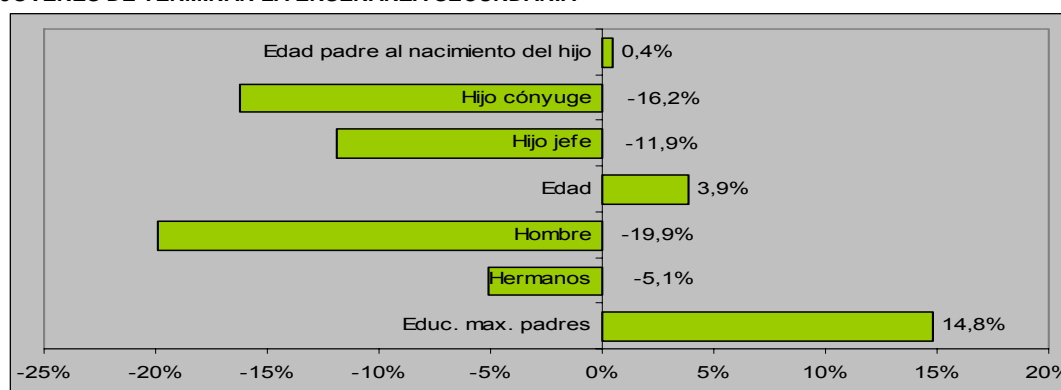
**Tabla 1. ESTIMACIÓN LOGIT, PROBABILIDAD DE TERMINAR LA ENSEÑANZA SECUNDARIA.**

Variables	Modelo Ecuación (4)		Modelo Ecuación (5)	
	Coef.	P-value	Coef.	P-value
C	-6,94	0,00	-7,80	0,00
Educación máxima	0,60	0,00	-	-
Educación madre	-	-	0,42	0,00
Educación padre	-	-	0,42	0,00
Hermanos	-0,21	0,00	-0,21	0,00
Hombre	-0,81	0,00	-0,98	0,00
Ingreso del hogar				
2° Cuartil	0,68	0,00	0,77	0,00
3° Cuartil	1,16	0,00	1,16	0,00
4° Cuartil	1,97	0,00	1,81	0,00
Edad	0,16	0,00	0,16	0,00
Hijo del jefe de hogar	-0,50	0,08	-0,39	0,18
Hijo del cónyuge	-0,69	0,00	-0,70	0,01
Edad del padre al nacimiento del hijo	0,02	0,01	0,02	0,01
LR	977	0,0000	758	0,00
Mc Fadden R2	0,27		0,30	
N° Observaciones	2.572		1.799	

Los coeficientes obtenidos en una estimación Logit/Probit no pueden ser interpretados directamente como elasticidades o efectos marginales, por esta razón, para comparar los efectos de cada una de las variables del entorno familiar sobre la probabilidad de romper con el ciclo de la pobreza se estima el impacto o efecto marginal, evaluados en la media muestral (ver Gráfico 2)<sup>20</sup>. El individuo medio representativo de nuestra muestra (se define estadísticamente como: un hombre, que tiene un hermano, que vive en un hogar dúo parental que pertenece al tercer cuartil de ingresos, con una edad de 21,8 años, con un padre que tenía 30,8 años al momento de su nacimiento, donde el máximo entre la educación de su madre y su padre es el nivel secundario (completo o incompleto)<sup>21</sup>. A continuación se presentan los resultados para cada una de las variables explicativas del modelo.

<sup>20</sup> El efecto marginal se define como el cambio que se produce en la probabilidad de que la variable dependiente pase del valor cero a uno, cuando cambia una de las variables independientes y las demás permanecen constantes (*ceteris paribus*), tomando como referencia la probabilidad de un individuo medio representativo. Los efectos marginales se han calculado utilizando el comando `mx` de Stata.

<sup>21</sup> El individuo medio se define estadísticamente como aquel que posee las características que coinciden con la media de cada una de las variables.

**Gráfico 2. EFECTO MARGINAL DE LAS VARIABLES INDEPENDIENTES SOBRE LA PROBABILIDAD DE LOS JÓVENES DE TERMINAR LA ENSEÑANZA SECUNDARIA**

\*Efectos marginales calculados para el modelo (1)

### *Sexo/Genero*

La probabilidad de terminar la enseñanza secundaria de un joven uruguayo representativo se incrementará en casi 20 puntos porcentuales si se trata de una mujer en relación a la probabilidad de un hombre<sup>22</sup>. Estos resultados permiten comprobar, para el caso uruguayo, la existencia del llamado efecto “*reverse gender gap in education*” que ha sido identificado en varios países de América Latina, según el cual la probabilidad de asistir a la escuela es mayor para las mujeres que para los hombres. Una posible explicación sería la siguiente: tradicionalmente en AL, las niñas y jóvenes contribuyen en las tareas domésticas y en la agricultura, mientras que los niños y jóvenes generalmente tienen trabajos remunerados fuera del hogar, sin embargo, con los cambios demográficos recientes y las nuevas facilidades para el cuidado del hogar, es probable que las jóvenes hayan reducido el tiempo dedicado a los quehaceres domésticos y si a su vez han sido menos presionadas que los jóvenes para que se incorporen al mercado de trabajo (por razones culturales), esto podría explicar su mayor dedicación a los estudios (Andersen, 2001). En Uruguay, a los 15 años un 25% de adolescentes hombres trabajan y a los 18 años lo hacen casi la mitad de los jóvenes pertenecientes al cuartil más pobre de población, esto sugiere un tipo de emancipación y transición al mundo adulto que traerá aparejado pobreza y eventualmente exclusión social (Filgueira y Kaztman, 2001).

### *Edad del joven*

El aumento de la edad del joven tiene un impacto positivo en su probabilidad de terminar la enseñanza secundaria, a mayor edad, el joven tiene más tiempo de acumular capital educativo y por tanto aumenta su probabilidad de ser exitoso en la acumulación de un capital educativo medio (enseñanza secundaria completa). El efecto marginal de un año más de edad por parte del joven supone un incremento en la probabilidad de terminar el ciclo secundario del 3,9% (ver Gráfico 2). Este resultado coincide con el de Fernández (2006), quien estima la probabilidad de terminar la enseñanza secundaria para los jóvenes argentinos para varios años (desde 1996 al 2002), obteniendo que la variable edad resulta significativa y positiva. Las diferencias en las probabilidades de culminación del ciclo secundario según edades se explica por la repetición de cursos, que hace que algunos estudiantes demoren más en finalizar el ciclo y por tanto, a mayor edad mayor proporción de estudiantes que finalizan la secundaria. Según datos de la Administración Nacional de Educación Pública (ANEP), en el año 2002 el 25% de los estudiantes repitió el primer curso del ciclo secundario y el 31,6% repitió el quinto curso.

### *Hijo del cónyuge e hijo del jefe*

Las variables que recogen los efectos que sobre los logros escolares tiene la existencia de lazos no sanguíneos entre el joven y alguno de los esposos del hogar, resultaron negativas y altamente significativas. La probabilidad de terminar la enseñanza secundaria de un joven que vive en un hogar dúo parental y es hijo solamente del cónyuge del jefe de hogar, es un 16,2% inferior a dicha probabilidad para alguien que vive en un hogar dúo parental y es hijo de ambos cónyuges. También se aprecia una

<sup>22</sup> Esta misma probabilidad pero calculada para la media de jóvenes pobres de AL se ubica en 11.5 puntos porcentuales (Aldaz-Carroll y Morán, 2001).

desventaja, aunque no tan pronunciada, para los que son solamente hijo del jefe, en relación a los que guardan lazos sanguíneos con ambos cónyuges del hogar, en este caso la probabilidad disminuye en un 11,9%. Este resultado se encuentra en línea con el obtenido por Andersen (2001), aunque su definición de las variables difiere parcialmente de la nuestra. Sus resultados apuntan a que *ceteris paribus*, los jóvenes adoptados tienen *schooling gaps* significativamente superiores (14%) –y por tanto logros educativos significativamente menores a los que correspondería según su edad- a los registrados por los que son hijos del jefe de hogar. Cuando en lugar del modelo (1) se estima el modelo (2) sobre la muestra de individuos que viven en hogares dúo parentales, el coeficiente de la variable hijo del jefe deja de ser significativo, cabe recordar que en el modelo (1) esta variable era la que resultaba ser menos significativa (al 8%).

#### *La edad del padre al nacimiento del hijo*

La variable edad del padre al nacimiento del hijo resulta altamente significativa y positiva, indicando así, que cuanto más tarde en el ciclo de vida del progenitor nace el hijo, mayor será la probabilidad de que este último sea exitoso a la hora de obtener un capital educativo que le permita obtener un ingreso que lo sitúe fuera de la pobreza. Cuánto más jóvenes son los progenitores, menos maduros son para desempeñar correctamente el rol de padres y menos ingresos disponibles tendrán (ya que se encuentran en los inicios del ciclo de vida laboral) para asignar a la nutrición, salud y educación de sus hijos. El efecto marginal sobre la probabilidad de que el joven termine el ciclo secundario de un incremento en la edad del progenitor es del 0,4%. Este resultado coincide con el de Andersen (2001) quien encuentra una relación negativa y significativa entre el *schooling gap* y la edad del progenitor al momento del nacimiento del joven, para todos los países de AL. Asimismo comprueba que un joven que nace cuando su padre tiene 20 años de edad probablemente tendrá un *schooling gap* un 7% superior al de un joven que nace cuando su padre tiene 30 años.

La significatividad de esta variable también permite suponer, que la trampa de la pobreza del embarazo adolescente sería un mecanismo relevante a la hora de explicar la TIP en Uruguay. En los hospitales públicos de Uruguay, donde se atienden las personas de menos recursos, uno de cada cinco nacidos vivos es hijo de una madre adolescente. Según estadísticas de un centro público (Hospital Pereira Rossel) especializado en pediatría, de los niños nacidos en 2003, el 24% tenía padres de entre 10 y 19 años y de ellos el 23% fue prematuro (con las consecuencias que esto acarrea para el desarrollo posterior del niño). La gran mayoría de las madres adolescentes tiene nivel secundario de educación, pero el 80% abandona los estudios por sentimientos de vergüenza (Instituto del Tercer Mundo, 2004). Las madres pobres adolescentes tienen más probabilidades de tener hijos desnutridos que las madres pobres de mayor edad, con el consiguiente efecto sobre las posibilidades futuras del niño. La segregación municipal de sectores de la población con menores niveles de educación se vincula a probabilidades bastante altas de presencia de poblaciones infantiles y con comportamientos demográficos específicos, como por ejemplo, mayor fecundidad y embarazo adolescente, reforzando así los riesgos de transmisión intergeneracional de la pobreza (CEPAL, 2003).

#### *Número de hermanos*

Como se esperaba, y coincidiendo con el enfoque de cantidad-calidad, la variable que recoge el número de hermanos en el hogar es altamente significativa y de signo negativo, implicando que a mayor cantidad de hermanos en el hogar, más se cercena la probabilidad de adquirir un capital educativo relativamente satisfactorio. Ante un mismo ingreso de los padres, una mayor cantidad de hijos reduce necesariamente los recursos monetarios dedicados a la alimentación, salud y nutrición de cada uno de ellos, afectando así los resultados escolares. Numerosos estudios sobre tasas de enrolamiento, logros educacionales, tasas de abandono o finalización de cursos, han obtenido que a menudo la participación educativa y los progresos escolares y el nivel de las inversiones paternas en educación (en términos de gastos) están negativamente asociadas con el número de hijos (Castañeda y Aldaz-Carroll, 1999).

Un hermano adicional en el hogar del joven tiene un impacto marginal negativo sobre la probabilidad de culminar el ciclo secundario del 5,1% (ver Gráfico 2). Este efecto resulta igual al reportado por Aldaz-Carroll y Morán (2001) para Panamá (mediados década del 90) y superior al reportado para el caso de Uruguay año 1995 (3,53%). Esta discrepancia puede deberse a diferencias en la metodología y en las

variables incluidas, o puede estar indicando que en la década del 1995-2005 se produjo un aumento del efecto de tener más hermanos, en la probabilidad de lograr un capital educativo que permita al joven situarse fuera de la situación de pobreza. Esta idea cobra sentido al analizar la reciente evolución económica uruguaya, donde a partir de la crisis que se desató entorno al año 1999, se ha dado un aumento importante de la participación de la pobreza infantil y juvenil en el total de la pobreza, donde los hogares con mayor número de hijos son los hogares de bajos ingresos (UNICEF, 2005).

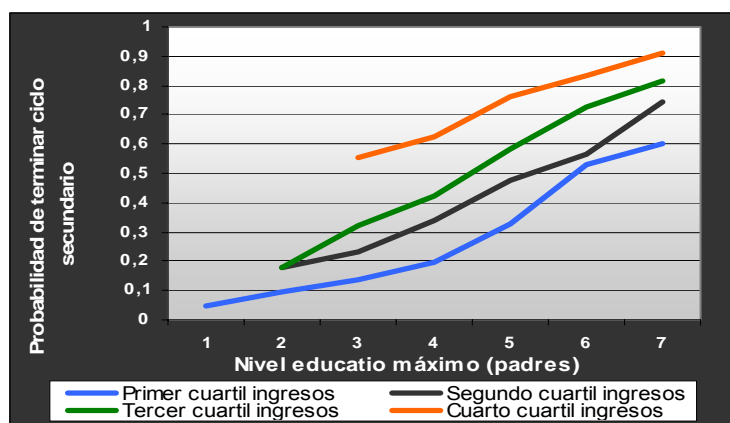
### *Educación de los padres*

Coincidiendo con la literatura analizada, las tres variables que recogen la educación de los padres –nivel educativo máximo entre el padre y la madre para el modelo (1) y nivel educativo del padre y de la madre en el modelo (2)- tienen un efecto positivo y altamente significativo en la probabilidad de los jóvenes de terminar el ciclo secundario. Un nivel educativo adicional del padre más instruido, tiene un efecto marginal sobre la probabilidad del joven de terminar el ciclo secundario del 14,8%.

Cuando se analiza por separado el impacto del nivel educativo del padre y de la madre, mediante la utilización del modelo (2), se obtiene que el efecto marginal sobre la probabilidad de obtener éxito en la finalización del ciclo secundario de los jóvenes, es prácticamente igual para el nivel educativo del padre y para el de la madre. Si bien trabajos empíricos previos han obtenido que para muchos países de AL el impacto de la educación de la madre es superior a la del padre, esta no parece ser la situación en el caso uruguayo. Los valores de los coeficientes del nivel educativo del padre y de la madre reportados por Castañeda y Aldaz-Carroll (1999) para el caso uruguayo (en base a la ECH de 1995) son muy similares y con una leve ventaja del coeficiente del padre. Estas circunstancias se repiten también en nuestros resultados, donde el efecto marginal, sobre la probabilidad relevante, de un incremento unitario en el nivel educativo del padre se ubica en el 10,6%, mientras que para la madre dicho efecto se ubica en el 10,52%<sup>23</sup>.

En el siguiente gráfico se aprecia claramente como para el cuartil de mayores ingresos, los niveles educativos más bajos (sin primaria y primaria incompleta) ni siquiera están representados. La media del nivel educativo máximo entre ambos padres, aumenta a medida que subimos en la escala de ingresos, siendo de 3,44 (primaria completa) para el primer cuartil, de 3,9 (secundaria incompleta) para el segundo, de 4,68 (secundaria completa) para el tercero y de 5,97 (terciario incompleto) para el cuartil de ingresos más favorecido. Ante un mismo nivel educativo máximo de los padres, la probabilidad de culminación del ciclo secundario aumenta significativamente a medida que pasamos de los cuartiles de ingresos más pobres a los más favorecidos.

**Gráfico 3. PROBABILIDAD DEL JÓVEN DE TERMINAR LA ENSEÑANZA SECUNDARIA SEGÚN NIVEL EDUCATIVO DE LOS PADRES Y SEGÚN CUARTIL DE INGRESOS DEL HOGAR**



El nivel educativo máximo de los padres, es la variable que mayor impacto positivo tiene sobre la probabilidad de que el joven termine el ciclo secundario (ver Gráfico 2). Este resultado permite intuir que

<sup>23</sup> En la tabla 2 de Castañeda y Aldaz-Carroll (1999) los coeficientes estimados se presentan como ratios de probabilidades, siendo este valor de 1,11 para la educación de la madre y 1,13 para la educación del padre, para el caso Uruguayo (año 1995).



en el caso uruguayo existe un proceso de transmisión intergeneracional del nivel educativo y en consecuencia del nivel de ingresos entre padres e hijos. Para confirmar este resultado, se ha estimado por MCO la ecuación (4) que permite recoger la correlación intergeneracional educativa mediante la metodología de regresión a la media. Como resultado de la estimación se ha obtenido un  $\beta = 0,416$  bastante superior a cero y que por tanto indica la existencia de correlación intergeneracional educativa para el caso uruguayo. Al comparar este coeficiente con las estimaciones de Behrman et al (2001), obtenemos que el resultado para Uruguay se encuentra a medio camino entre el coeficiente estimado para México y Perú (0,5) y el coeficiente estimado para Estados Unidos (0,35). Behrman et al (2001) computan para el caso uruguayo (ECH 1998) una correlación de los logros escolares entre hermanos del 0,41, este coeficiente de correlación resulta ser el coeficiente más bajo luego del de Estados Unidos (0,21) y Paraguay (0,37). Se puede concluir entonces que para el caso uruguayo, si bien existe una relación intergeneracional importante de los logros escolares, esta no es tan fuerte como la observada en otros países de AL, confirmando los resultados obtenidos en la revisión bibliográfica que sugerían que Uruguay era de los países con mayor movilidad intergeneracional relativa.

Para tener en cuenta las posibles no linealidades en la correlación intergeneracional educativa, en el modelo (4) se han incorporado como variables explicativas adicionales la educación máxima de forma cuadrática y cúbica, pero han resultado no significativas. Este resultado permite suponer, que en principio, no existirían grandes diferencias en la persistencia intergeneracional educativa, entre la parte alta y baja de la distribución de los niveles educativos.

Para analizar posibles diferencias en el efecto de la educación del padre y de la madre, se ha estimado la ecuación (5), que incluye por separado el nivel educativo de la madre y el nivel educativo del padre. Mediante la estimación se obtienen coeficientes similares para ambas variables, del 0,26 y del 0,22 respectivamente. El hecho de que las magnitudes de ambos coeficientes sean similares puede estar indicando que los efectos de la educación del padre y de la madre se refuerzan mutuamente. A pesar de que el coeficiente de la educación de la madre resulta superior al del padre, mediante un test de Wald se comprueba que no se puede rechazar la hipótesis nula de que ambos coeficientes sean iguales, sugiriendo que ambos afectan de manera similar la persistencia intergeneracional de los logros escolares. Aquí se debe hacer una salvedad, ya que es probable que la imposibilidad de rechazar la hipótesis nula se deba a la multicolinealidad provocada por la correlación existente entre las variables educación del padre y de la madre ( $p=0,63$ ), que puede estar afectando la significatividad del test de Wald. Una estimación metodológicamente análoga realizada para Guatemala obtiene resultados similares a los nuestros, en el sentido de que se obtiene un  $\beta$  superior para la madre (0,42) que para el padre (0,38) pero con la diferencia de que, en el caso de Guatemala, resultan ser estadísticamente diferentes (Hermida, 2007).

#### *Ingresos del hogar*

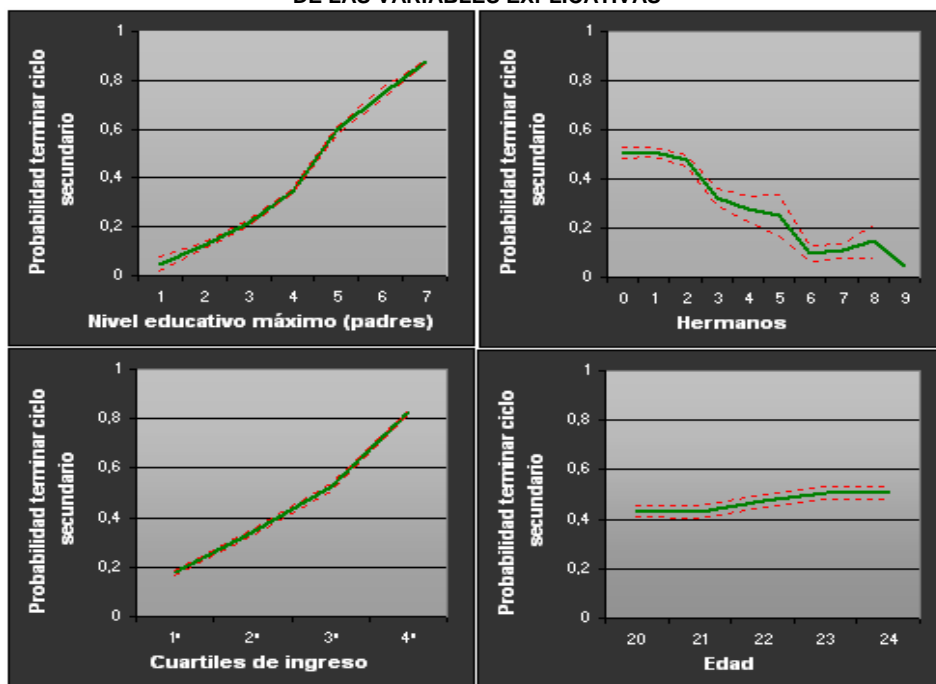
Las tres variables *dummy* que indican el cuartil de ingresos en que se ubica el hogar al que el joven pertenece, obtienen coeficientes positivos, altamente significativos y estadísticamente diferentes. Al incluir las variables como categóricas su interpretación se debe realizar en términos comparativos con la categoría de referencia, que en este caso es el cuartil de ingresos más pobre. Un joven que pertenezca a un hogar del segundo cuartil de ingresos tendrá un 17% más de probabilidad de terminar la enseñanza secundaria que un chico que pertenezca al cuartil de ingresos más bajo. Este porcentaje aumenta cuando comparamos a jóvenes de los cuartiles de ingreso superiores, donde los que pertenecen al tercer y cuarto cuartil de ingresos tendrán una probabilidad un 28% y un 44% superior a la de un joven del cuartil de ingresos más pobre.

Algunas características de los adultos de las familias de bajos ingresos como bajo nivel educativo, poco énfasis en los logros educativos de sus hijos, una reducida habilidad para traducir en desarrollo educacional el tiempo compartido con los hijos, son las que finalmente provocan bajos niveles en los logros educativos de sus hijos. Otros enfoques ponen en énfasis en que los problemas financieros incrementan los conflictos familiares y el estrés de los padres, reduciendo así la habilidad de éstos para abordar la crianza de sus hijos de una forma efectiva que permita mejores resultados educativos (Blanden y Gregg, 2004).

Si en los modelos (1) y (2) se introducen los ingresos como una variable continua (yhogar) en lugar de las cuatro variables categóricas para los distintos cuartiles de ingreso, los coeficientes de las restantes variables independientes no varían de forma significativa. Asimismo, se obtiene para la variable continua ingreso, un coeficiente positivo y significativo pero con un impacto marginal en la probabilidad relevante muy pequeño, del 0,002%, este resultado está en línea con los resultados presentados por Aldaz-Carroll y Morán (2001), donde para varios países de AL el efecto marginal no arriba al 0,5% y ninguno sobrepasa el 1%. Un aumento en el ingreso del hogar, correspondiente a un salario mínimo nacional, implicaría un aumento en la probabilidad del joven de terminar la enseñanza secundaria del 4,5%. Para lograr un aumento en la probabilidad que sea similar al que se produce por un nivel adicional en la educación máxima de los padres, el ingreso del hogar debería aumentar en 3,3 salarios mínimos nacionales<sup>24</sup>. El bajo efecto marginal de los ingresos puede deberse a que esta variable captaría solamente el componente transitorio del ingreso, mientras que el efecto del componente permanente del ingreso estaría captado por la educación de los padres.

La estimación del Logit permite calcular las probabilidades ajustadas mediante las cuales se detecta una tendencia claramente ascendente en las probabilidades de culminar el ciclo secundario a medida que aumentan el nivel educativo de los padres, el ingreso del hogar y la edad del joven y a medida que disminuye el número de hermanos en el hogar (ver Gráfico 4). Mediante la prueba de diferencia de medias ANOVA se ha comprobado que la media de las probabilidades ajustadas es significativamente diferente (nivel de significatividad del 5%) si se realizan cortes en la muestra según las siguientes variables: sexo y edad del joven, número de hermanos en el hogar, cuartil de ingresos del hogar, educación máxima de los padres, educación de la madre, educación del padre, edad del padre al nacimiento del hijo, si en un hogar dúo parental se es hijo sólo del jefe o sólo del cónyuge, si es hogar monoparental o dúo parental<sup>25</sup>.

**Gráfico 4. PROBABILIDAD DE LOS JÓVENES DE TERMINAR LA ENSEÑANZA SECUNDARIA SEGÚN ALGUNAS DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS**



\* Las líneas punteadas son los intervalos de confianza superior e inferior para la media.

<sup>24</sup> El salario mínimo nacional al 01/01/2005 era de 2.050 pesos uruguayos.

<sup>25</sup> Para testear la igualdad de medias con más de dos grupos, EVIEWS reporta el test Anova F- statistic. La idea básica es que si los subgrupos  $i$  tienen la misma media entonces la variabilidad entre las medias de la muestra (entre grupos) debería ser la misma que la variabilidad dentro de cada subgrupo (intra grupo).

$$SS_B = \sum_{g=1}^G n_g (\bar{x}_g - \bar{x})^2 \quad SS_W = \sum_{g=1}^G \sum_{i=1}^{n_g} (x_{ig} - \bar{x}_g)^2 \quad F = \frac{SS_B / (G - 1)}{SS_W / (N - G)}$$

Los resultados aquí presentados deben ser interpretados con cautela, debido a que en este trabajo, al igual que en otros estudios de corte similar, pueden haber problemas estadísticos de tipo variables omitidas o errores de medida, sesgo de selección (aunque este no parece ser relevante en nuestro caso) y correlación entre efectos observables y no observables (que pueden provocar estimaciones sesgadas de los coeficientes). Debe tenerse en cuenta que este estudio se ha basado en la ECH del año 2005, lo que no ha permitido validar los resultados de dicho período con los obtenidos para otros períodos, aunque si se han podido comparar con los resultados obtenidos por otros estudios que incluían a Uruguay dentro de la muestra.

## V. Conclusiones

El estudio de la TIP es una de las aproximaciones más adecuadas para el tratamiento de la igualdad de oportunidades a las que se enfrentan las personas de una misma región o país. Según la nueva corriente liderada por Sen (1999) el desarrollo de un país se mide según la libertad que dicho país ofrece a sus habitantes, sin la cual las personas no pueden hacer sus elecciones y tomar las decisiones que les permitan ayudarse a sí mismas y a los demás. Si no hay igualdad de oportunidades, no todos tendrán la “capacidad” de elegir ni de forjarse un futuro acorde a sus aspiraciones<sup>26</sup>.

Existen muchos mecanismos mediante los cuales el *background* familiar puede influenciar los resultados educativos de los hijos, que a su vez determinan una parte importante de sus ingresos futuros, generándose así un proceso de transmisión intergeneracional del status socioeconómico. Los resultados aquí obtenidos permiten establecer la importancia de algunos de estos factores a la hora de explicar la probabilidad de terminar el ciclo de enseñanza secundaria, umbral que una vez alcanzado, permite situarse fuera de la situación de pobreza. Esta importancia queda plasmada en la significatividad y magnitud de los coeficientes de las variables educación de los padres, relación sanguínea con los cónyuges del hogar, número de hermanos, edad de los padres al nacimiento del hijo e ingreso del hogar.

La educación de los padres es la variable que mayor impacto marginal tiene sobre la probabilidad de los hijos de concluir con éxito la enseñanza secundaria. A diferencia de otros países de AL no se registran para Uruguay diferencias significativas entre el efecto de la educación de la madre y el efecto de la educación del padre en los resultados educativos de sus hijos, sino que más bien se refuerzan mutuamente. El estudio analítico revela que las variables explicativas del modelo tienen efectos similares tanto para los jóvenes que provienen de hogares pobres como no pobres, sobre la probabilidad de tener éxito en la culminación del ciclo secundario.

Dado que algunas de las características familiares que hacen disminuir la probabilidad de los jóvenes de salir de la pobreza (bajos niveles educativos de los padres, bajos ingresos, alto número de hermanos, embarazo adolescente) se reproducen frecuentemente en los hogares más pobres, podemos decir que en cierto grado, en Uruguay al igual que en el resto de los países de AL, la pobreza se transmite de padres a hijos como un rasgo hereditario, y el hecho de haber nacido pobres marcará sus probabilidades de salir de dicha situación. Este hecho tiene consecuencias negativas no solamente por la falta de igualdad de oportunidades, sino también por que puede frenar la mejora de los niveles de desigualdad.

La magnitud de la persistencia intergeneracional de la educación en Uruguay ( $\beta=0,416$ ) es importante, demostrándose así una estrecha vinculación entre la escolaridad de los padres y la escolaridad que adquirirán sus hijos. No obstante, este nivel de persistencia es bastante inferior al observado en otros países de AL, como por ejemplo Guatemala donde se obtiene un  $\beta=0,6$ , pero superior al de Chile (0,38 con la educación del madre y 0,35 con la educación del padre) y al de España (0,125 año 1990), Francia (0,37) e Italia (0,294) <sup>27</sup>. Estas comparaciones se deben tomar con prudencia, debido a que existen

---

<sup>26</sup> Según Sen (1992), la idea del estándar de vida y del bienestar no debe ligarse ni a los bienes, ni a sus características, ni a su utilidad, sino a algo que podría llamarse la capacidad de las personas (*capabilities*).

<sup>27</sup> Los datos para Guatemala se obtienen de Hermida (2007), los de Chile se obtienen de Sapelli (2007) y corresponden a la cohorte 1971-1981. Los datos de España, Italia y Francia se obtienen de Sánchez (2004).

importantes diferencias en los niveles de educación promedio y de calidad de la educación entre los distintos países.

La probabilidad media de terminar el ciclo secundario de un joven que proviene de un hogar cuyos padres tienen un nivel educativo máximo equivalente a universitario completo, supera en más de 7 veces la de un joven cuyos padres como máximo tienen la enseñanza primaria. El resultado esperanzador proviene del aumento del nivel educativo medio y de los años de estudio que se produce entre la generación de los padres y de los hijos, para todos los cuartiles de ingresos. El porcentaje de jóvenes pertenecientes al cuartil de ingresos más pobre, que logra un capital educativo básico (al menos secundaria completa), es significativamente superior al de la generación de sus respectivos jefes de hogar, aunque continúa siendo bastante más bajo que el correspondiente a los hogares de mayores ingresos. Este resultado debe tomarse con cautela, ya que se deben considerar también los efectos de la devaluación educativa y de la calidad de la educación. A pesar de ello, se debe considerar como positivo, ya que generalmente se observan menores niveles de persistencia intergeneracional de la educación y de los ingresos (y por lo tanto, mayor movilidad) en los países con un nivel educativo medio superior.

Algunas limitaciones metodológicas del presente estudio provienen de la falta de datos de panel, cuya existencia permitiría superar algunas dificultades a las que nos hemos enfrentado, como el hecho de que los padres y los hijos se observen a edades muy diferentes, que los hijos se observen a una edad muy temprana (porque al hacerse mayores se van del hogar paterno y se pierde la relación entre padres e hijos en las encuestas de hogares), el uso del ingreso de un año puntual en lugar de un promedio de varios años (que permita establecer el ingreso permanente), y la imposibilidad de calcular la correlación intergeneracional de ingresos.

Se debe tener en cuenta, que focalizar el análisis de la TIP en los niveles educativos alcanzados, como variable representativa del status socioeconómico presenta algunos inconvenientes, ya que éstos son una medida imperfecta de los logros educacionales al no tener en cuenta aspectos tan importantes como la calidad de la enseñanza. Asimismo, los logros escolares no captan todos los canales a través de los cuales el entorno familiar afecta al éxito económico de los hijos (influencias y conexiones familiares, estado de salud de los padres), existen otros factores que los determinan y que no están relacionados con la familia (habilidades innatas, el vecindario, las escuelas, etc.).

La agenda futura de esta investigación deberá incorporar un análisis de la evolución de la TIP y de la persistencia intergeneracional de la educación, mediante un análisis comparativo de distintas cohortes, que permita detectar el sentido (positivo o negativo) de esta evolución. Los resultados aquí obtenidos permiten conjeturar que se ha dado un deterioro de la tasa de ruptura de la pobreza en la década 1995-2005, la cual habría bajado de un entorno del 30% a un 20%. También se deberá avanzar en la identificación de los mecanismos y procesos que provocan la TIP en Uruguay, así como en la determinación de la importancia final de cada uno de ellos en la explicación de este fenómeno. De la presente investigación se desprenden algunos indicios que permiten pensar en posibles mecanismos como el *trade-off* entre cantidad y calidad de los hijos, el capital humano adquirido en el hogar, el *assortative mating*, la segregación residencial y el ciclo de vida de los padres.

Menos claras se ven las posibles conclusiones respecto a las restricciones crediticias, en función de los resultados obtenidos se podría apuntar a que no son de excesiva importancia, ya que el nivel educativo resulta más importante que el ingreso a la hora de explicar la posibilidad de adquirir un capital educativo medio que permita sobreponerse a la pobreza. Sin embargo, estos resultados analíticos están influidos por el problema metodológico que provoca la correlación existente entre el nivel educativo de los padres y los ingresos del hogar, así como por la identificación por un lado, de los ingresos permanentes con el nivel educativo y por otro, de los ingresos del hogar con el componente transitorio del ingreso.

Nuevas contribuciones en línea con el presente estudio, podrían apuntar a la incorporación de variables explicativas adicionales, que requieren de un tratamiento más puntilloso y detallado de los datos, ya que su información no surge de manera natural y directa de las encuestas. Estas variables podrían ser el estado nutricional del joven, la calidad de la educación recibida (según institutos públicos o privados y

programas de estudio), madres adolescentes, atención de la salud del joven (clínicas privadas o públicas), posición ocupada por el joven en relación a sus hermanos (por ejemplo primer hijo varón o última hija mujer), nivel socioeconómico del barrio (por ejemplo ingresos medio del barrio). Esta última variable podría arrojar luz sobre la importancia de la segregación espacial y los *peer effects* como mecanismos que conllevan a la TIP. La desigualdad en capital humano y la segregación son dos efectos que se refuerzan uno al otro a lo largo del tiempo, y la segregación lleva a una inferior movilidad intergeneracional de la que habría si esta no existiera (Benabou, 1996).

Si bien las políticas públicas no se han incluido de manera explícita en los modelos aquí utilizados, los resultados analíticos y estadísticos obtenidos permiten hacer algunas conjeturas al respecto<sup>28</sup>. Cabe señalar, que la futura incorporación de variables que recojan las políticas públicas sociales (educativas y de salud) sería un ejercicio enriquecedor, que permitiría precisar el efecto de estas políticas sobre la TIP. Las principales líneas de política que se desprenden son similares a las propuestas para AL en su conjunto. La significativa influencia de las condiciones familiares en las posibilidades del joven de poder salir de la pobreza cuando adulto, apuntarían a una mayor efectividad de aquellas políticas que consideren a la familia como la unidad de acción y no las dirigidas al niño o joven de forma individual, de forma de considerar conjuntamente el bienestar de los jóvenes con los ciclos de vida, laboral y de ingresos de los padres. Según señala Castañeda y Aldaz-Carroll (1999) programas anti-pobreza integrados, se están aplicando con éxito en países como México e incluyen becas estudiantiles, transferencias directas, comida en las escuelas, libros de texto y materiales gratuitos. Estos elementos permiten a los hogares pobres reducir los costos directos de la educación de sus hijos, permitiendo así que inviertan en el capital humano de la próxima generación.

Mejorar la calidad de la enseñanza en los colegios y liceos públicos ayudaría a que aquellos jóvenes que provienen de hogares cuyos padres tienen un nivel educativo insuficiente, tuvieran menos desventajas en relación a aquellos que provienen de hogares con un mayor background educativo. Las políticas públicas de la educación deberían asimismo incentivar la continuidad en el sistema educativo durante todo el ciclo secundario e intentar reducir las altas tasas de abandono, por ejemplo declarando obligatorio el ciclo secundario completo y no solo el ciclo de enseñanza secundaria básico (primeros tres años del secundario). Si bien no se ha podido comprobar analíticamente, los datos de la ANEP apuntan a un mayor grado de deserción escolar en aquellos institutos de nivel sociocultural desfavorable, lo que podría indicar la existencia de *peer effects*. En este sentido, la relajación de la obligatoriedad de concurrir a los institutos del barrio en que el joven reside, podría ayudar a una interacción entre jóvenes de distinto nivel socio-económico-cultural, que redundaría a su vez, en un efecto positivo sobre los jóvenes de hogares que ostentan un entorno educativo más desfavorable. A pesar de que la universidad en Uruguay es de carácter público, una mejora en los montos y cobertura de las becas, podría incrementar las posibilidades de acceso al nivel terciario, de los jóvenes de los hogares menos favorecidos.

Finalmente, políticas dirigidas a la prevención del embarazo adolescente, como una educación sexual temprana, información sobre anticoncepción, acercamiento a los planes de vida de los adolescentes en situación de riesgo, evitarían una de las trampas de la pobreza que recorta gravemente las posibilidades futuras tanto de los hijos como de las madres adolescentes.

---

<sup>28</sup> Al tratarse de un estudio de una sola cohorte y de un único país, las políticas públicas serían las mismas para todos los individuos y no se podrían sacar conclusiones relevantes.

## Bibliografía

ALDAZ-CARROLL, E. y MORÁN, R. (2001). "Escaping The Poverty Trap In Latin America: The Role of Family Factors". *Cuadernos de economía* V. 38 N° 114, Agosto 2001, pp. 155-190.

ANDERSEN, L. (2001). "Social Mobility in Latin America: Links with Adolescent Schooling". Banco Interamericano de Desarrollo, Latin American Research Network, Research Network *Working Paper* R-433, Julio 2001.

BECKER, G. (1993). "Nobel Lecture: The Economic Way of Looking at Behavior". *Journal of Political Economy* N° 101, pp. 385-409.

BEHRMAN, J. (1994). "Intra-family distribution in developing countries". Nacional Center for Biotechnology Information, *Pakistan Development Review*, 1994 Otoño, 33 (3) pp. 253-96.

BEHRMAN, J., BIRDSALL, N y SZÉKELY, M. (1998). "Intergenerational Schooling Mobility and Macro Conditions and Schooling Policies in Latin America". Banco Interamericano de Desarrollo, *Working Paper* N° 386, Septiembre 1998.

BEHRMAN, J., GAVIRIA, A. y SZÉKELY, M. (2001). "Intergenerational Mobility in Latin America". Banco Interamericano de Desarrollo, Departamento de investigación, *Working Paper* N° 452, Junio 2001.

BENABOU, R. (1996). "Heterogeneity, stratification, and growth: Macroeconomic implication of community structure and school finance". *American Economics Review*, N° 86 (3), pp 584-609.

BLANDEN, J. y GREGG, P. (2004). "Family Income And Educational Attainment: A Review Of Approaches And Evidence For Britain". *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 20, N° 2, 2004.

BUCHELI, M. y FURTADO, M. (2005). "Uruguay 1998-2002: la distribución del ingreso en la crisis". *Revista de la CEPAL* N° 86, agosto 2005.

CASTAÑEDA, T. y ALDAZ-CARROLL, E. (1999). "The Intergenerational Transmission Of Poverty: Some Causes And Policy Implications". Banco Interamericano de Desarrollo, *Discussion Paper*, Marzo 1999.

CEPAL (1997). *Panorama social de América Latina, 1997*. Capítulo IV Transmisión intergeneracional de las oportunidades de bienestar.

CEPAL (2003). "Segregación residencial en áreas metropolitanas de América Latina: magnitud, características, evolución e implicaciones de política". *Series CEPAL Población y Desarrollo*, Octubre 2003, Serie N° 47, 75 pp.

CEPAL (2004). *Una década de desarrollo social en América Latina, 1990-1999*. Libros de CEPAL, No.77 Mayo, 2004, Capítulo V, "Transmisión intergeneracional de las oportunidades de bienestar".

DAHAN, M. y GAVIRIA, A. (2001). "Sibling Correlations and Social Mobility". *Economic Development and Cultural Change*, Vol 49, N°3, pp. 537-554.

DUBIN, J.A. y RIVERS, D. (1989). "Selection Bias in Linear Regression, Logit and Probit Models". *Sociological Methods and Research*, Vol 18, N° 2 y 3, noviembre 1989 / febrero 1990, 360-390.

FERNÁNDEZ, C. (2006). "Alternative measures of intergenerational social mobility in Argentina". Trabajo presentado en la Asociación Argentina de Economía Aplicada N° 2123, Instituciones: DNCN, MECN - CESyP, UTDT.

FERRANTI, D. et al. (2003). *Inequality in Latin America & the Caribbean: Breaking with History?* Banco Mundial.

FILGUEIRA, F., KAZTMAN, R. (2001). "Panorama de la infancia y la familia en Uruguay". Programa de Investigación sobre Integración, Pobreza y Exclusión Social (IPES), Universidad Católica del Uruguay. Capítulo IV, Pobreza infantil en Uruguay: magnitudes, evolución y perfiles.

FILGUEIRA, F., KAZTMAN, R., RODRÍGUEZ, F. (2005). "Las claves generacionales de la integración y exclusión social: adolescencia y juventud en Uruguay y Chile en los albores del siglo XXI". *Serie Documentos de trabajo del IPES*, Colección estudios comparados, N° 2, Universidad Católica del Uruguay.

HECKMAN (1979). "Simple selection bias as a specification error". *Econometrica*, Vol. 47, pp. 153-161.

HERMIDA, P. (2007). "Intergenerational Transmission of Education: Gender and Ethnicity in Guatemala". University of Essex.

Instituto del Tercer Mundo (2004). Artículo publicado en GLOOBALhoy (<http://www.gloobal.net>).

JARAMILLO, M. y PARODI, S. (2004). "El Seguro Escolar Gratuito y el Seguro Materno Infantil: Análisis de su incidencia e impacto sobre el acceso a los servicios de salud y sobre la equidad en el acceso". GRADE, *Documento de trabajo* N° 46.

JUSTINO, P. y ACHARYA, A. (2003). "Inequality in Latin America: Processes and Inputs". PRUS *Working Paper* No.22, Poverty Research Unit at Sussex.

KAZTMAN, R. (1999). "Segregación residencial y desigualdades sociales en Montevideo". Documento de la Oficina de CEPAL en Montevideo, en el marco del Proyecto Apoyo a la implementación del Programa de Acción de la Cumbre Mundial sobre Desarrollo Social.

LAENS, S. y LLAMBÍ, C. (2005). "Public Policies for MDGs in Latin America and the Caribbean". PNUD Country Narratives, Uruguay.

MOORE, K. (2007). "Intergenerational Transmission of Poverty". Chronic Poverty Research Centre, *Research brief*, Vol. 2 Junio 2007.

MUSICK, K. y MARE, R., (2006). "Recent trends in the inheritance of poverty and family structure". *Social Science Research* 35, pp 149-87.

PEROTTI, R. (1996). "Growth, Income Distribution and Democracy: What the Data say". *Journal of Economic Growth*, Vol. 1 issue 2, pp. 149-187.

PIKETTY, T. (1998). "Theories of Persistent Inequality and Intergenerational Mobility". En Atkinson A. y Bourguignon F. (ed.), *Handbook of Income Distribution*, Capítulo 6.

PNUD (2007). "¿Cómo romper las trampas de pobreza en Buenaventura? Propuestas desde las comunidades y las instituciones". *Cuadernos PNUD*, 2007, Núñez, J. y Carvajal, A.

QUISUMBING, A. (2006). "Investments, Bequests, And Public Policy: Intergenerational Transfers And The Escape From Poverty". International Food Policy Research Institute.

SACHS, J. (2005). Comentario del libro *The End of the Poverty*. The Penguin Press 2005.

SÁNCHEZ, A. (2004). "Movilidad intergeneracional de ingresos y educativa en España (1980-90)". Institut d'Economia de Barcelona (IEB), Universitat de Barcelona, Documento de trabajo 2004/1.

SAPELLI, C. (2007). "Evolución de la movilidad intergeneracional de la educación por cohortes, Chile 1930-1981". Instituto de Economía Pontificia Universidad Católica de Chile, Primer borrador, agosto 2007 presentado en el Encuentro de la Sociedad de Economía de Chile septiembre, 2007, [sechi.facea.uchile.cl/pdf/regulares%20-%20sesiones/sapelli\\_clau.pdf](http://sechi.facea.uchile.cl/pdf/regulares%20-%20sesiones/sapelli_clau.pdf).

SEN, A. (1992). *Inequality Reexamined*. Oxford University Press.

SEN, A. (1999). *Development of Freedom*. Oxford University Press, 1999.

SOLOMON, G. (1992). "Intergenerational Income Mobility in the United States". *The American Economic Review*, Vol. 82, No. 3. (Jun., 1992), pp. 393-408.

VARGAS, M. y ROYUELA, V. (2006). "Segregación Residencial: Una Revisión de la Literatura". Centre of Spatial and Real Estate Economics-CSpREE, Department of Economics, University of Reading y Faculty of Economics and Business Diego Portales University.

UNICEF (2005). *Observatorio de los derechos de la infancia y de la adolescencia en Uruguay, 2005*. Unicef Uruguay 2005.

ZIMMERMAN, D. (1992). "Regression Toward Mediocrity in Economic Stature". *American Economic Review*, Junio 1992, 82, pp 409-429.



## Anexo 1. Descripción de las variables utilizadas

VARIABLE	DEFINICIÓN	VALORES
Educación máxima de los padres	Máximo que resulte de comparar el nivel educativo de ambos padres. En hogares monoparentales se toma el nivel educativo del jefe del hogar	7 Universidad o profesorado completo 6 Universidad o profesorado incompleto 5 Secundaria completa 4 Secundaria incompleta 3 Primaria completa 2 Primaria incompleta 1 Sin primaria
Número de hermanos	Número de hermanos que conviven en el hogar del joven, se incluyen los hermanos por parte de madre, o de padre o de ambos progenitores	Variable continua
Sexo del joven	Variable dicotómica donde la categoría de referencia es la mujer	1 Hombre 0 Mujer
Edad del joven	Dos especificaciones: a) 4 variables dummy para 21, 22, 23, 24 años. La categoría de referencia es el grupo de los más jóvenes (20 años) b) Edad como una variable continua	Edad1=1 si joven tiene 21 años Edad1=0 en otro caso Edad2, Edad3, Edad4 definidas de manera análoga para las restantes edades (22, 23 y 24 años)
Ingreso del hogar	Dos especificaciones: a) Yhogar: variable continua definida como la suma del ingreso del jefe de hogar y del ingreso del cónyuge b) 4 variables dummy según el cuartil de ingresos al que corresponda el hogar del joven. La categoría de referencia es el cuartil de menores ingresos (Y1)	Y1=1 si el hogar pertenece al cuartil más pobre Y1=0 en otro caso Y2, Y3 y Y4 definidas de manera análoga para los restantes cuartiles
Hogar monoparental	Variable dicotómica donde la categoría de referencia es el hogar dúo parental	Cony1=1 si es un hogar monoparental Cony1=0 en otro caso
Hijo del jefe	Si el joven pertenece a un hogar dúo parental y solamente es hijo del jefe de hogar	Hijo del jefe=1 si el joven es hijo sólo del jefe de hogar Hijo del jefe=0 en otro caso
Hijo del cónyuge	Si el joven pertenece a un hogar dúo parental y solamente es hijo del cónyuge del jefe del hogar	Hijo del cónyuge=1 si el joven es hijo sólo del cónyuge del jefe del hogar Hijo del jefe=0 en otro caso
Edad del padre al nacimiento hijo	La edad de los progenitores al momento del nacimiento del hijo. Si es un hijo sólo del jefe o hijo de ambos padres se restará a la edad del jefe del hogar la edad del joven. Si es un hijo sólo del cónyuge se restará a la edad del cónyuge la edad del joven	Variable continua

Fuente: elaboración propia.

## Anexo 2.

### PROBIT BIVARIADO CON RIESGO DE SELECCIÓN MUESTRAL

Variables	Coeficientes	Efectos marginales	P-value
Ecuación de resultado:			
Variable dependiente: terminó secundaria=1			
C	-4,22		0,000
Educación máxima	0,34	0,14	0,000
Hermanos	-0,12	-0,05	0,000
Hombre	-0,50	-0,20	0,000
Ingreso del hogar			
2° Cuartil	0,36	0,14	0,000
3° Cuartil	0,62	0,24	0,000
4° Cuartil	1,03	0,38	0,000
Edad	0,11	0,04	0,000
Hijo del jefe de hogar	-0,27	-0,11	0,095
Hijo del cónyuge	-0,40	-0,16	0,004
Edad del padre al nacimiento del hijo	0,01	0,004	0,011
Ecuación de selección:			
Variable independiente: convive con los padres=1			
C	2,39		0,000
Hombre	0,41		0,000
Edad	-0,11		0,000
Ingreso del hogar	-0,00004	no effect	0,000
Ingreso del joven	-0,00009	no effect	0,000
Rho	-0,24		
Likelihood-ratio test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 2.30 Prob > chi2 = 0.129			
Log likelihood	-3.439		
N° Observaciones	3.876		
N° Obs. censuradas	1.304		
N° Obs. No censuradas	2.572		

Fuente: elaboración propia, en base a datos del INE.

## Anexo 3.

### CORRELACIÓN INTERGENERACIONAL EDUCATIVA, MCO

Variables	Modelo 4		Modelo 5	
	Coef.	P-value	Coef.	P-value
Variable dependiente: educación del joven				
C	2,80	0,00	2,67	0,00
Educación máxima de los padres	0,42	0,00		
Educación madre			0,27	0,00
Educación padre			0,23	0,00
Adjusted R-squared	0,29		0,32	
Log likelihood	-3.555		-2.472	
N° Observaciones	2.572		1.799	

Fuente: elaboración propia, en base a datos del INE.