



## **Asistencia escolar y participación en el mercado de trabajo de los adolescentes en Uruguay**

Marisa Bucheli♦  
Carlos Casacuberta♦

---

♦ Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República. Montevideo, Uruguay.  
Tel.: 409 29 73; Fax: (5982) 408 19 17  
E – mail: marisa@decon.edu.uy; carlosc@decon.edu.uy.

## **RESUMEN**

El artículo realiza una presentación de la asistencia y la deserción del sistema de enseñanza en los adolescentes de 14 a 17 años en Uruguay. En este tramo etario, en los últimos diez años la tasa de escolaridad ha estado por encima del 70% mientras que la participación en el mercado laboral se ha mantenido en el orden de algo menos del 30%; a su vez, el 10% de los adolescentes declara participar en el mercado laboral y estudiar simultáneamente en tanto una proporción

## Introducción

El sistema de enseñanza uruguayo se estructura tradicionalmente en tres ciclos: el primario, que comprende seis años escolares, el medio, también de seis años, y el terciario. El ciclo primario se compone de seis años lectivos, para el cual existe una amplia oferta pública gratuita, tiene carácter obligatorio desde fines de siglo pasado. Desde entonces, su cobertura fue extendiéndose de forma que el promedio de los años de educación creció como consecuencia de un cambio de conducta intergeneracional, alcanzando el valor seis para los nacidos en los años treinta.

La continuidad de este proceso de aumento de los niveles educativos de la población se reflejó posteriormente en un crecimiento de la matrícula en el ciclo medio: el promedio de años de educación se elevó a nueve para las generaciones nacidas en los años cincuenta. Desde el punto de vista institucional, el mínimo de años de educación obligatoria se incrementó a nueve en el año 1973, comprendiendo así los tres primeros años de la enseñanza media que fueron posteriormente estructurados en el denominado Ciclo Básico Unico (CBU). Parece relevante por otra parte mencionar que la edad mínima legal para trabajar continuó siendo 14 años aún cuando el cumplimiento escolar obligatorio pasó a requerir al menos –esto es, de no existir rezago en la aprobación de los años escolares- cumplir los 15 años de edad.

En este contexto, en los años setenta, el país asistió a un importante incremento de la matrícula en la enseñanza media seguido posteriormente de un crecimiento de la matrícula en el ciclo terciario. Sin embargo, a pesar de este crecimiento del capital educativo de la población, el análisis de la escolarización en la última década da cuenta de que la capacidad de hacer cumplir el mínimo escolar obligatorio ha enlentecido su ritmo de crecimiento o quizá incluso, se ha estancado. En efecto, en los últimos años, la deserción escolar comienza a los 14 años, alcanzado al 30% de los adolescentes de 14 a 17 años, para los cuales la proporción que no ha culminado el mínimo de años de enseñanza obligatorios se sitúa entre 74 y 83%.

En el marco de una amplia oferta educativa gratuita, tasas crecientes del retorno a la educación para las nuevas generaciones y mayores tasas de desempleo entre los trabajadores con menor capital educativo, parece relevante analizar las motivaciones del incumplimiento del número mínimo de años obligatorio. Para abordar este tópico, en este trabajo se plantea el estudio de la probabilidad de asistir al sistema educativo entre los 14 y 17 años, ya que la deserción en este tramo etario aparece como una buena aproximación a la comprensión de dicho incumplimiento. La información para este estudio proviene de los microdatos proporcionados por el Instituto Nacional de Estadística (INE) a través de la Encuesta Continua de Hogares (ECH), la cual cubre el país urbano.

En la sección 1 de este trabajo se realiza una presentación general de algunos aspectos referidos a la inversión en capital educativo realizado por las generaciones recientes. Ella se compone de una descripción de la deserción escolar en los ciclos primario y medio, del comportamiento de asistencia al sistema educativo y de una aproximación a la caracterización del rezago escolar, esto es, a la situación de requerir más tiempo para realizar la inversión que el planeado en los planes de estudios.

El resto del trabajo focaliza el análisis de los factores determinantes de la asistencia al sistema educativo. En la sección 2 se presenta un marco teórico para el análisis de esta decisión, del cual se desprende un modelo probit cuyos resultados para el año 1997 aparecen en la sección 3. Debido a que en gran medida, la decisión de asistir al sistema de enseñanza se realiza en forma conjunta a la de incorporarse al mercado de trabajo, en la sección 4 se estima un modelo probit bivariado. Finalmente, se presenta una sección de conclusiones.

## 1. La inversión en capital educativo de las generaciones jóvenes

### *Una descripción de la deserción escolar en los ciclos primario y medio*

Para realizar una primer aproximación descriptiva a la deserción antes del cumplimiento del núcleo escolar obligatorio, se estimó la probabilidad de abandonar los estudios en cada año lectivo, dado que se aprobó el año anterior. La estimación fue realizada para los años lectivos que involucran los niveles correspondientes a enseñanza primaria y media, utilizando la información de los jóvenes con 18 a 24 años de edad en 1997. Este grupo ha sido escogido por pertenecer a generaciones relativamente recientes y tener la edad suficiente como para haber culminado el nivel de enseñanza media. De trabajar con un grupo más joven, por ejemplo de 14 a 17 años, la estimación tendría un sesgo hacia una menor probabilidad de abandono debido a que quienes tienen más de nueve años de educación son los de mejor desempeño escolar (o sea, quienes no han repetido años lectivos).

Así, para cada año escolar  $e$ , se calculó:  $1 - (\text{personas que aprobaron el año } e + \text{asistentes al año } e) / (\text{personas que aprobaron el año } e-1)$ . En esta expresión, los asistentes con  $e-1$  años de educación fueron comprendido en el numerador porque no son desertores, a pesar de que el cálculo implica que aprobarán el año  $e$ . Este supuesto no tiene un impacto importante en la estimación para los primeros nueve años debido a la baja proporción de asistentes de 18 a 24 años en el núcleo obligatorio<sup>1</sup>.

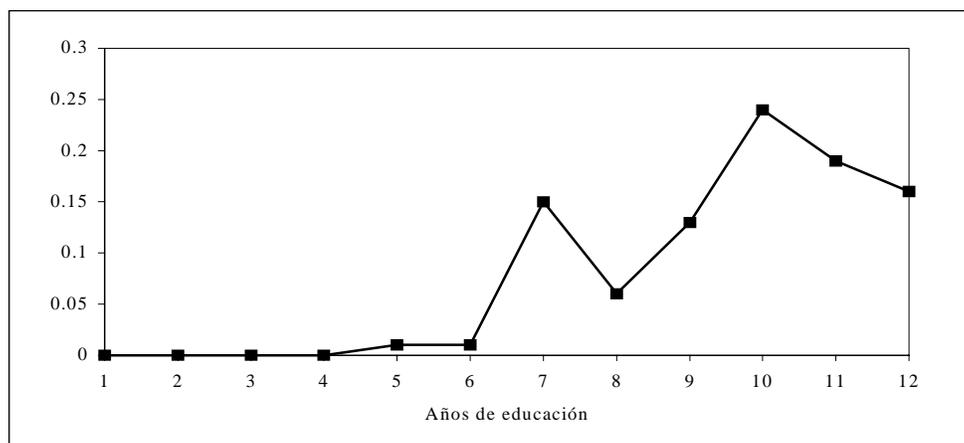
Los cálculos realizados se ilustran en la gráfica No. 1, en la que a cada año lectivo se corresponde la proporción de adolescentes que habiendo aprobado el año anterior, deserta. La gráfica muestra que luego de una probabilidad de abandonar el sistema de enseñanza próxima a 0 para los primeros seis años escolares, la tasa arroja dos picos. El primero corresponde al primer año del CBU, indicando que alrededor de un 15% de los egresados de primaria no continuó sus estudios. El segundo pico, al cuarto año de enseñanza media, sugiere que un 24% de quienes culminaron el CBU no aprobó el primer año del segundo ciclo de la enseñanza media, esto es, el comienzo del núcleo no obligatorio.

La deserción antes de finalizar el CBU se refleja en el capital educativo adquirido por los jóvenes. A título ilustrativo, en el año 1997, algo más de la tercera parte de las personas de 18 a 24 años no había culminado nueve años de educación y, en su gran mayoría, no estaba asistiendo a centros de estudio.

---

<sup>1</sup> Para los estudiantes en el instituto de formación técnica (UTU), existe la posibilidad de que realicen CBU y segundo ciclo, o que ingresen desde primaria a un curso de formación si han cumplido los 15 años. Debido a que la ECH no distingue el tipo de curso que el estudiante realiza, todos los que responden tener tres o menos años de estudio en dicho instituto se han asimilado a los estudiantes de CBU.

Gráfica No. 1. Probabilidad de abandonar el año escolar dado que se aprobó el anterior.  
Jóvenes de 18 a 24 años. 1997.



Fuente: en base a ECH, INE. 1997.

A su vez, la cuarta parte de los adolescentes de 14 a 17 años había desertado del sistema de enseñanza y su gran mayoría no había cumplido con el mínimo obligatorio. Tal como se ilustra con algunos indicadores de la distribución de la educación de los desertores, en el año 1997, su número de años de educación promedio no alcanzó a siete (cuadro No.1), pudiéndose estimar que entre 74 y 83% de los desertores no culminó los nueve<sup>2</sup>. Cabe señalar además que, dado el bajísimo porcentaje de mayores de 18 años asistentes al CBU, no es de esperar que quienes abandonen en la adolescencia antes de cumplir el núcleo obligatorio decidan realizarlo durante su vida adulta.

Cuadro No.1. Indicadores de la distribución de los años de educación aprobados por los desertores del sistema de enseñanza por edades. 1997.

Edad	Media	1er. cuartil	Mediana	3er. Cuartil
14	6,1	6	6	6
15	6,5	6	6	7
16	6,7	6	6	7
17	7,4	6	7	9
Todos	6,8	6	6	8

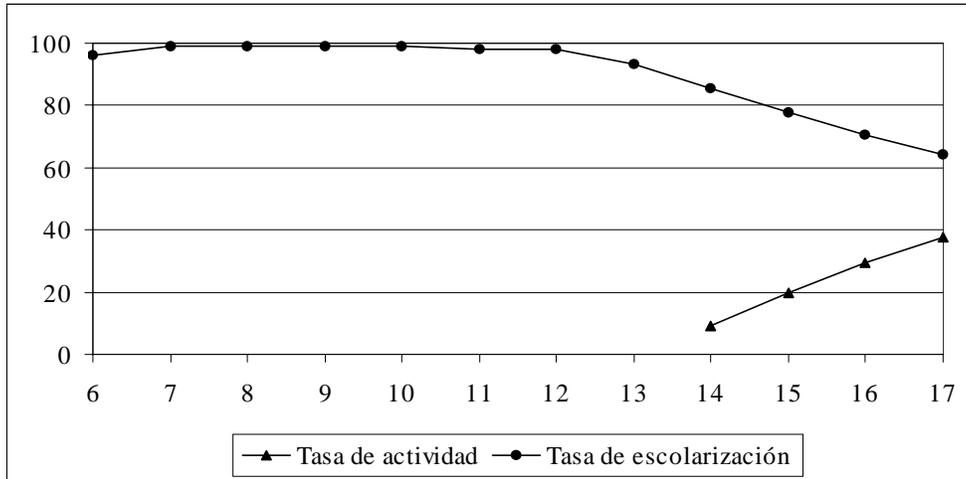
Fuente: en base a ECH, INE. 1997

<sup>2</sup> Para la enseñanza técnica, tal como se mencionó, el acceso puede realizarse a partir de seis o nueve años de educación y la ECH no permite definir el número exacto de años cursados previamente. Por lo tanto, el cálculo de 74% supone que estos desertores realizaron nueve años de estudios antes de ingresar a este tipo de enseñanza mientras que la estimación de 83% supone que aprobaron solamente seis.

### La deserción en el grupo etario de 14 a 17 años

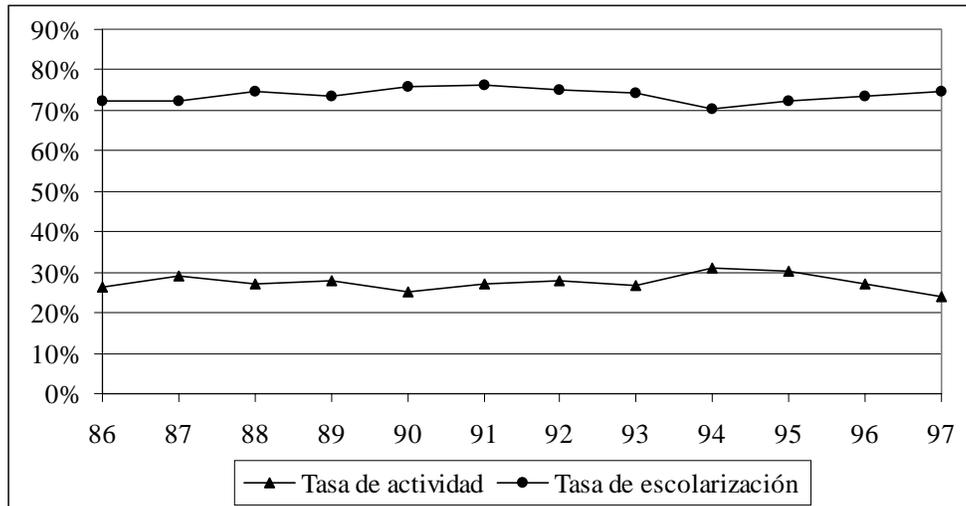
Luego de una tasa de escolarización próxima al 100% para los niños de 6 a 11 años de edad, comienza el proceso de deserción del sistema educativo, el cual se agudiza a partir de los 14. Este comportamiento asociado a la edad se refleja en la información anual del período reciente y se ilustra en la gráfica No. 2 con los datos de 1997<sup>3</sup>. Este patrón de conducta por edades observado en 1997 se ha repetido desde los últimos doce años, dando lugar a una tasa de escolarización para los adolescentes de 14 a 17 años que ha oscilado entre 70% y 76%, tal como se ilustra en la gráfica No. 3.

Gráfica No. 2. Tasas de escolarización y de actividad por edad. 1997.



Fuente: en base a ECH, INE.

Gráfica No. 3. Tasas de escolarización y de actividad para los adolescentes de 14 a 17 años. 1986-97.



Fuente: en base a ECH, INE. 1986-1997.

<sup>3</sup> Si bien los cortes transversales no permiten distinguir claramente entre los cambios de conducta debidos a la edad y los generacionales, en un análisis basado en pseudo-paneles, Bucheli et al (1999) indican que el efecto del ciclo de vida domina los resultados encontrados con el corte transversal. Así, es posible realizar una aproximación a la relación entre la edad y las tasas de escolarización y actividad con los datos anuales, encontrando una evolución similar para el período 1986/97.

La tendencia decreciente de la tasa de escolarización con la edad a partir de los 14 años se acompaña de una tasa de actividad creciente<sup>4</sup>. El patrón de conducta con respecto a la decisión de incorporación al mercado de trabajo también parece haber sido relativamente estable en los últimos doce años, en que la tasa de actividad osciló entre 24% y 31%.

Los porcentajes de asistentes y activos por edad y año ilustrados en las gráficas No. 2 y 3 respectivamente, señalan que la evolución de la serie de cada uno de estos indicadores es espejo de la de la otra. Así, las decisiones de inversión en capital educativo e incorporación al mercado de trabajo parecen presentarse en gran medida como alternativas para los adolescentes. De todas maneras, la suma próxima al 100% de las tasas de actividad y escolarización esconde dos comportamientos de peso similar. Por un lado, aproximadamente 10% de los adolescentes son estudiantes activos; por otro, también alrededor de 10% abandona sus estudios y no está vinculado al mercado de trabajo ni como ocupado ni buscando un empleo.

Debido al alto desempleo de los adolescentes (representan en el período alrededor del 4% de la población económicamente activa y 15% de los desocupados), parece relevante indagar si su condición de activo esconde conductas de desempleo voluntario. Este tema está fuera del alcance de este trabajo pero como se desea analizar la decisión conjunta de incorporarse al mercado laboral y/o estudiar, resulta importante distinguir que efectivamente los activos deben ser tratados como tales. Por ello, vale la pena mencionar dos aspectos. El primero es que la tasa de desempleo, del entorno del 35% a lo largo de los doce años considerados, es similar entre los asistentes al sistema educativo y los desertores. Por lo tanto, no existiría una razón para recodificar a los desempleados del primer grupo como inactivos. El segundo aspecto refiere a que la inserción laboral de los adolescentes es en gran medida a tiempo parcial; aproximadamente el 28% trabaja veinte horas o menos. Este comportamiento es menos importante entre los desertores; en este grupo, dicha proporción es solamente 13% mientras que entre los estudiantes, asciende al 50%. Ello podría sugerir que la búsqueda de empleo es más prolongada por el requerimiento de ciertas condiciones.

Por otra parte, los datos consideran inactivos a algunos jóvenes que podrían ser recodificados como activos. La ECH recoge en su clasificación a los “desalentados”, esto es, de jóvenes codificados como inactivos que al ser indagados sobre las razones por las cuales no buscaron trabajo contestaron no haber encontrado y como consecuencia, haber dejado de buscar. El porcentaje de estos jóvenes fue muy bajo en el período y prácticamente no incidió sobre los valores de la tasa de actividad.

Algunos cortes de las tasas de actividad y escolarización sugieren comportamientos heterogéneos entre distintos grupos poblacionales. Así, la opción por incorporarse al mercado de trabajo versus invertir en capital educativo parece diferir por sexo, región, ingreso del hogar y educación del jefe. Tal como se ilustra en las gráficas de los Anexos 1 al 4, el porcentaje de asistencia al sistema de enseñanza es superior para las mujeres, los adolescentes de la capital, quienes pertenecen a los estratos económicos más altos y aquellos que son miembros de hogares con jefes de mayor nivel educativo. Como contrapartida, la tasa de actividad es mayor para estos grupos excepto cuando se compara la capital con el resto del país urbano, en que las diferencias de comportamiento son muy menores e incluso de distinto signo en diferentes años.

---

<sup>4</sup> La ECH no releva información sobre actividad laboral de los menores de 14 años, por lo que no se dispone de la tasa de actividad para esas edades. Sin embargo es interesante registrar que la Encuesta Nacional de la Juventud aplicada en 1989 detecta que para el 13% de los jóvenes entre 15 y 29 años que tenían o habían tenido ocupación remunerada, su primer empleo databa de antes de los 13 años de edad.

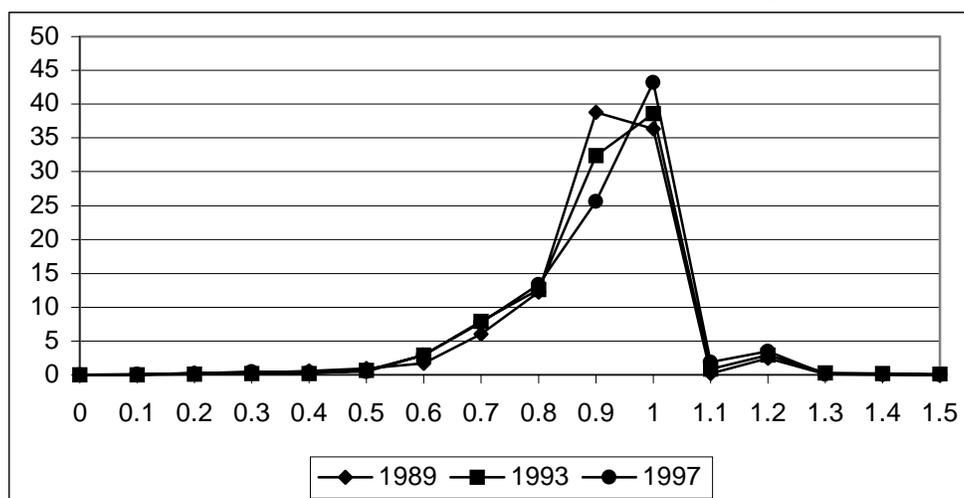
### *El rezago escolar*

En un contexto en que el porcentaje de asistentes al sistema de enseñanza es relativamente estable entre los adolescentes entre 1986 y 1997, cabe preguntarse si existen cambios de conducta en las nuevas generaciones con respecto al monto de capital educativo acumulado en el sentido si una disminución del rezago ha contribuido a disminuir las pautas de incumplimiento del CBU.

Una tendencia a la menor repetición de años lectivos por parte de las nuevas generaciones parece surgir de los resultados obtenidos de un estimador del rezago, calculado como *años de educación aprobados/(edad-6)*. La sustracción de seis en el denominador responde a que, de no haber repetición, a los siete años de edad se debería haber culminado el primer año lectivo. Así, de no existir rezago escolar, el indicador tomaría valor 1, con la limitación de que un entrevistado en los primeros meses del año podría no haber alcanzado la edad que el indicador considera para la repetición. Por lo tanto, en términos generales, valores del estimador menores que 1 identifican el rezago.

En la gráfica No. 4 se presenta la frecuencia de este indicador para los asistentes de 14 a 17 años en 1989, 1993 y 1997, en dónde la elección de los años se debe a que el grupo etario considerado pertenece a generaciones distintas. Un desplazamiento de la distribución del indicador indica una disminución del rezago escolar, que también se observa en la tendencia decreciente de su valor medio cuyos valores son 0.879 en 1987, 0.885 en 1993 y 0.889 en 1997. Si bien la diferencia de medias entre períodos adyacentes no es estadísticamente significativa, lo es al 95% entre 1987 y 1997. Por lo tanto, parece haber una leve tendencia a que en el transcurso del tiempo, el número de años dedicado a estudiar se traduzca en mayor número de años aprobados.

Gráfica No. 4. Frecuencia del indicador de rezago. En porcentaje.



Fuente: en base a ECH, INE.

Este fenómeno de mejora en la eficiencia de la asistencia escolar por parte de los estudiantes no se detecta entre los desertores. Al menos, ello queda sugerido al comparar en el tiempo su distribución de años de educación, la cual oscila y no presenta tendencia. Vale la pena mencionar además que Bucheli, Vigorito y Miles (1999) encontraron que la deserción es más intensa entre los rezagados. La combinación de estos resultados unida a la estabilidad de la tasa de deserción sugiere que el abandono escolar se relaciona con la presencia de un grupo, de proporciones estables en las distintas generaciones, de bajo rendimiento escolar y por ende, con bajas motivaciones para permanecer en el sistema de enseñanza.

## 2. Marco teórico de la decisión sobre educación

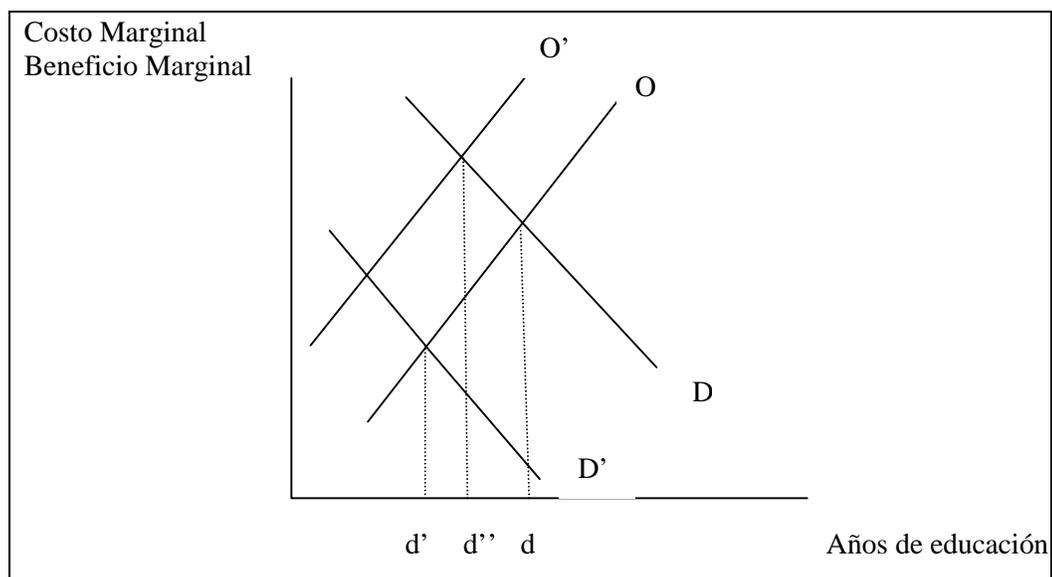
En los modelos estándares de la teoría del capital humano de la tradición de Becker (1967), la razón fundamental para estudiar es aumentar los ingresos futuros y, por lo tanto, incrementar la riqueza total. En este contexto, el número óptimo de años de educación de cada individuo será el resultado de comparar el beneficio y costo marginales asociados a dicha inversión. A continuación, se presenta una síntesis de los modelos de tomas de decisión sobre el nivel de inversión óptimo de los cuales se derivan las variables explicativas utilizadas en el trabajo empírico (por un mayor detalle acerca de estos modelos, ver Freeman (1986), Bryant (1990), Polachek (1995), Parent (1995), Card (1994)).

El beneficio marginal está representado por la tasa de retorno asociada a cada nivel de inversión. Si bien estos retornos pueden variar en el tiempo, se asume generalmente que las personas invierten considerando que las rentabilidades de las generaciones vivas se replicarán en el futuro. Existen diversas razones por las cuales puede esperarse que el beneficio marginal sea decreciente con los años de educación. Por un lado, la producción de capital humano estaría sujeta a rendimientos marginales decrecientes; por otro, el uso del tiempo para educarse implica renunciar a ingresos laborales por lo que, como la vida es finita, a medida que se prolonga el período de estudios se reduce el tiempo en el cual la inversión rinde beneficios. Por último, el valor del tiempo es menor para los más jóvenes, aumentando el costo de las inversiones tardías. Así, los modelos de decisiones de inversión en capital educativo suponen que el beneficio marginal tiene pendiente negativa en los años de educación y asocian esta curva a una curva de demanda por educación.

A su vez, el costo marginal de invertir en capital educativo es asociado a una curva de oferta de fondos. Dado que el capital humano no puede ser ofrecido como garantía, dificultando la creación de un mercado de créditos para financiar su adquisición, dichos fondos provienen principalmente de ahorros propios, donaciones familiares y subsidios estatales. Esta oferta tiene pendiente positiva en la tasa de interés básicamente debido a que para prolongar el período de inversión, el individuo debe recurrir a fondos cada vez más caros.

La decisión individual del número óptimo de años de educación es resultado de la interacción de la curva de demanda de educación y la oferta de fondos (gráfica No.5). Obsérvese que la presentación realizada supone que no existe incertidumbre con respecto a la posibilidad de completar el número de años de educación óptimo. Este modelo puede ser utilizado para identificar las variables que explican las diferencias individuales en el capital educativo acumulado y por lo tanto la asistencia al sistema de enseñanza, a través de su incidencia sobre la demanda por educación (beneficio marginal) y sobre la oferta de fondos (costo marginal).

Gráfica No. 5. Curvas de demanda por educación y oferta de fondos.



En términos generales, los factores que inciden sobre el beneficio marginal individual están ligados con las variables que explican las diferencias individuales de las tasas de retorno. Así, los individuos que pueden obtener mayores rentabilidades demandarán más capital educativo, como por ejemplo, quienes residen en zonas geográficas en cuyos mercados de trabajo la tasa de retorno es mayor o quienes egresan de establecimientos escolares de mejor calidad. Un razonamiento similar hace prever que los grupos discriminados en el mercado de trabajo tendrán una demanda por educación menor. En términos de la gráfica No. 5, la curva de demanda de los individuos con mayor rentabilidad está por encima por lo que, para una misma curva de oferta de fondos, su nivel óptimo de educación será mayor (por ejemplo,  $d$  versus  $d'$ ).

Entre las variables explicativas de las diferencias individuales de las tasas de retorno, la literatura recoge la “aptitud” individual, que a diferencia de los anteriores ejemplos, no es observable. La aptitud es entendida en un sentido amplio, englobando distintos aspectos de tipo innato, que condicionan el desempeño educativo.

El entorno familiar es también determinante del desempeño escolar. Una de las aproximaciones más usuales a este entorno es la educación de los adultos ya que puede facilitar el aprendizaje vía mayores ayudas en las tareas, aunque comprende otros aspectos más generales que provienen de efectos de socialización, afectivos, etc.<sup>5</sup> Por otra parte, la educación de los adultos del hogar suele ser interpretada como un indicador que afecta positivamente los salarios futuros de los menores, en tanto permiten mejorar su capacidad de “contactos” en el mercado de trabajo. Finalmente el nivel educativo ya alcanzado por el joven incide positivamente en la productividad de su esfuerzo educativo subsiguiente.

A su vez, las variables que inciden en la oferta de fondos se refieren al conjunto de oportunidades del individuo, que dependen en gran medida de la riqueza familiar. Por lo tanto, las características del hogar indicativas de un menor aporte familiar de recursos para financiar los estudios del adolescente afectan su costo marginal. El indicador más apropiado para recoger este efecto es el ingreso del hogar controlado por su tamaño (cuanto mayor es el número de personas que comparten los gastos, menor es la cuota parte de la donación) de forma que las curvas de oferta de individuos de hogares más pobres se situarán más a la izquierda, dando lugar a un nivel óptimo de capital educativo inferior ( $d''$  versus  $d$  en la gráfica No. 5).

La oferta de fondos también depende de las variables que afectan los costos de oportunidad. Por ejemplo, a mayor aptitud, mayor es el costo de oportunidad de no trabajar; algo similar puede ser aplicado a la edad, al nivel educativo alcanzado y las diferencias entre sexos. Obsérvese entonces que existen variables con efectos opuestos sobre la demanda y oferta y por lo tanto, de impacto neto de signo ambiguo sobre el nivel óptimo de inversión.

Por último, cabe señalar que el costo marginal está afectado por las preferencias individuales y/o del hogar por educación ya que si estudiar tiene cierto carácter de consumo, su costo no monetario es menor. Si bien las preferencias son no observables, algunos indicadores del entorno familiar pueden recoger esta influencia.

En este contexto, para cada individuo  $i$ , puede estimarse  $d_i$  suponiendo una relación lineal con las variables mencionadas (ver por ejemplo Ranasinghe y Hartog (1997)). A partir de esta expresión lineal del nivel óptimo de educación, puede deducirse otro modelo que distingue la decisión de asistir o no al sistema de enseñanza.

Por un lado, los desertores del sistema de enseñanza habrían ya alcanzado su nivel óptimo de educación, resultado de la maximización de beneficios esperados dadas las restricciones. Sin embargo, no sucede lo mismo con los asistentes. En estas condiciones, la variable  $d_i$  es una variable latente a partir de la cual puede construirse otra variable  $y_i$  que toma valor 1 si  $d_i$  es mayor que el número de años de educación aprobados -esto es, si el joven asiste al sistema de enseñanza- y valor 0 en caso contrario. Suponiendo que el término aleatorio en la ecuación especificada para  $d_i$  sigue una distribución normal, esta especificación es un modelo probit de la probabilidad de asistir al sistema educativo condicional a un conjunto de variables explicativas.

---

<sup>5</sup> El estudio de la incidencia de la educación de los adultos del hogar ha dirigido la atención hacia cuál es el adulto relevante y en particular, se ha intentado distinguir si el efecto está relacionado con la educación del padre o de la madre (Haveman y Wolfe, 1995; Gang, 1996). En términos generales, se ha argumentado que la influencia de la madre sobre las decisiones de los menores es mayor que la del padre debido a que tradicionalmente dedica mayor tiempo a su cuidado, aunque la evidencia al respecto no parece ser definitiva.

En el modelo probit, la probabilidad de que la variable binaria  $y$  tome valor 1, condicional a un vector de variables  $x$  queda caracterizada por la ecuación

$$P(y=1/x) = \Phi(\beta'x)$$

dónde  $\Phi(\cdot)$  es la función de distribución normal estándar.

### 3. Resultados de la estimación de la probabilidad de asistencia

El modelo ha sido estimado para el conjunto de adolescentes que no son identificados como jefes del hogar en el año 1997. Un primer grupo de variables utilizadas está relacionado con el hogar. Por un lado, como medida de los fondos disponibles para el financiamiento de la educación, se incluye el logaritmo del ingreso per cápita excluidas las remuneraciones del adolescente. Por otro lado, como indicadores del entorno familiar, se utiliza los años de educación del jefe del hogar<sup>6</sup> y el tipo de hogar. Este último se recoge en dos variables binarias: una que toma valor 1 para los adolescentes que viven en hogares en que hay miembros que no son el jefe, cónyuge o hijo (por lo tanto incluye hogares extendidos y compuestos) y cero en otro caso; otra que toma valor 1 para los adolescentes que viven en hogares monoparentales, definidos como aquellos en los que solamente vive un jefe y sus hijos. Un segundo grupo de variables refleja un conjunto de características individuales: el sexo, que toma valor 1 para los varones y 0 para las mujeres, la edad y los años de educación aprobados. Por último, se incluye una variable dicotómica que recoge el lugar de residencia, la cual toma valor 1 para quienes viven en la capital (Montevideo) y 0 en caso contrario<sup>7</sup>.

Además de estimar los coeficientes del modelo, se han calculado los efectos marginales de cada variable, los cuales miden el impacto de sus cambios sobre la probabilidad de asistir a la enseñanza. El efecto marginal de una variable  $x_k$  se obtiene a partir del cálculo de la siguiente expresión, en la cual el resto de las variables son medidas en sus valores promedio:

$$\frac{\partial P(y=1/x)}{\partial x_k} = \frac{\partial \Phi(\beta'x)}{\partial x_k} = \phi(\beta'x) \beta_k$$

donde  $\Phi$  y  $\phi$  corresponden a las funciones de distribución y de densidad normal con media cero y varianza 1. Los resultados encontrados se presentan en el cuadro No. 2.

---

<sup>6</sup> La ECH registra el parentesco en referencia al jefe de hogar, de manera que no es posible identificar en todos los casos a los padres de los adolescentes.

<sup>7</sup> El cuadro No. A1 en el apéndice contiene los valores medios de un conjunto de variables relevantes para explicar los comportamientos de asistencia al sistema de enseñanza, calculados para los adolescentes de 14 a 17 años para el año 1997.

Cuadro No. 2. Estimaciones de máxima verosimilitud. Coeficientes del modelo Probit. Variable dependiente: Asistencia a enseñanza.

	Coef.	Err.Std.	Est. t	Sig.	Ef. marg.
Constante	1.950	0.434	4.497	0.000	
Edad	-0.474	0.025	-18.821	0.000	-0.120
Años de educación	0.354	0.017	21.011	0.000	0.090
Hogar extendido	-0.149	0.056	-2.670	0.008	-0.038
Hogar monoparental	-0.136	0.081	-1.680	0.093	-0.035
Log ingreso per cápita	0.419	0.041	10.326	0.000	0.106
Años educ. jefe de hogar	0.070	0.009	7.915	0.000	0.018
Hombre	-0.086	0.051	-1.672	0.094	-0.022
Montevideo	-0.050	0.054	-0.942	0.346	-0.013

Fuente: en base a ECH, INE, 1997.

Las tres variables relacionadas con las características individuales fueron estadísticamente significativas y tuvieron el signo esperado. La probabilidad de asistencia de los adolescentes fue menor para los varones que para las mujeres, tal como lo sugería la clasificación de corte transversal por sexo. A igualdad del resto de las características -valuadas en la media- los adolescentes de sexo masculino tuvieron una probabilidad de asistir de 82% y las de sexo femenino, 84%<sup>8</sup>. Por otra parte, el efecto de la edad fue negativo. Así, en los extremos del tramo etario, la diferencia en las probabilidades de asistir es 35 puntos porcentuales (95% a los 14 años versus 60% a los 17). Por último, el nivel educativo alcanzado tuvo un signo positivo de magnitud tal que un año adicional aprobado incrementa la probabilidad de asistir en aproximadamente nueve puntos porcentuales.

El efecto combinado de los años de educación aprobados y la edad es relevante a la hora de analizar la relación entre el desempeño escolar y la deserción, ya que los signos de los parámetros indican que el rezago disminuye la probabilidad de asistir. Esto aparece ya sugerido al encontrar que, tal como se mencionó en la sección 1, entre 74 y 83% de los desertores no aprobó los nueve años obligatorios a pesar de que el proceso de deserción se agudiza recién a partir de los 14 años, edad en que debería haberse culminado. La idea de que quienes desertan de la enseñanza media son los estudiantes rezagados es recogida por el descenso en las tasas de repetición a medida que avanza la edad (hasta los 18 años) para una misma cohorte (véase Bucheli, Vigorito y Miles, 1999).

Con respecto a las características del hogar, el ingreso y el nivel educativo del jefe tuvieron los esperados signos positivos. De acuerdo a las estimaciones de los efectos de los cambios discretos, la probabilidad de asistencia de un adolescente de un hogar con un ingreso equivalente a la mediana de la distribución fue 83%; para el primer cuartil, dicha probabilidad cayó a 77% mientras que para el tercero, subió a 88%. El análisis de sensibilidad también da cuenta de la importancia de la educación del jefe del hogar: para seis años, la probabilidad de asistencia del adolescente fue 79%; cada año adicional, hizo aumentar la probabilidad en cerca de dos puntos porcentuales.

Las variables binarias que definen el tipo de hogar reflejaron una mayor probabilidad de asistencia para los adolescentes de hogares nucleares, superior en algo menos de cuatro puntos porcentuales a los de hogares monoparentales, extendidos y compuestos. Sin embargo, al estimar el modelo para todos los años comprendidos entre 1986 y 1997, el hogar monoparental no fue siempre

<sup>8</sup> Para estimar el impacto de una variable binaria se calculó el de un cambio discreto, esto es, la diferencia en la probabilidad de asistencia para cada uno de los dos estados que distingue la variable. Para estimar la probabilidad de asistencia para cada estado, el resto de las variables fue valuada en su promedio.

significativo. Así, en términos de conformación del hogar, sería la pertenencia a uno extendido o compuesto la que se asocia a la decisión de invertir menor tiempo en educación, quedando planteada la interrogante de las causas que distinguen estos hogares del resto. A título de sugerencia, quizá los hogares extendidos se caractericen por una mayor vulnerabilidad (como por ejemplo mayor inestabilidad laboral y/o de ingresos de sus adultos) que explique la diferencia en las decisiones de sus integrantes adolescentes.

Finalmente, el parámetro de la zona de residencia no fue estadísticamente significativo. Por lo tanto, es probable que las diferencias en la tasa de asistencia entre Montevideo (77%) y el interior urbano (72%) obtenidas en los cortes transversales, obedezcan a la influencia de otras variables como por ejemplo el ingreso de los hogares, que es mayor en la capital.

#### 4. Estimación del modelo de decisión conjunta de asistir al sistema de enseñanza y participar en el mercado de trabajo

Tal como surge de la exposición realizada en la sección 2, el modelo de decisión de inversión en capital educativo incorpora el supuesto de que la vida laboral de los individuos comienza después de que éstos han alcanzado el nivel óptimo. Así, la participación en el mercado de trabajo es alternativa a la asistencia al sistema de enseñanza, de manera que ambos estados son excluyentes y resultado del mismo proceso de decisión. Tal como se mencionó en la sección 1, la gran mayoría de los adolescentes uruguayos o bien estudia o bien participa en el mercado de trabajo, por lo que este supuesto parece acorde al comportamiento observado.

En este contexto, se ha estimado adicionalmente un modelo probit bivariado, ya que éste se adecua a la descripción de opciones que involucran dos decisiones conjuntas pero no independientes, a través de la estimación de un sistema de dos ecuaciones. Cada una de ellas involucra una variable binaria ( $y_{a,y_p}$ ) de manera que:

$$\begin{aligned} z_{Ai} &= \beta_A X_{Ai} + \varepsilon_{Ai}, & \text{con } y_{Ai} = 1 \text{ si } z_{Ai} > 0; & \quad y_{Ai} = 0 \text{ en otro caso} \\ z_{Pi} &= \beta_P X_{Pi} + \varepsilon_{Pi}, & \text{con } y_{Pi} = 1 \text{ si } z_{Pi} > 0; & \quad y_{Pi} = 0 \text{ en otro caso} \end{aligned}$$

Las variables  $z_{Ai}$  y  $z_{Pi}$  son no observables pero a partir de ellas puede construirse dos observables:  $y_{Ai}$ , que toma el valor 1 cuando el adolescente asiste al sistema de enseñanza y  $y_{Pi}$ , con valor 1 cuando participa en el mercado de trabajo. A su vez,  $X_{Ai}$  y  $X_{Pi}$  son los vectores de las variables que afectan cada una de dichas decisiones. De acuerdo a esta especificación, los residuos de ambas ecuaciones están correlacionados, estipulándose que el vector  $(\varepsilon_{iA}, \varepsilon_{iP})$  tiene una distribución normal bivariada  $(0, 0, 1, 1, \rho)$ . En el modelo probit bivariado, las probabilidades conjuntas del tipo  $P(y_A = 1, y_P = 1/x)$  se definen como:

$$P(y_A = 1, y_P = 1/x) = \Phi(x_A \hat{\beta}_A, x_P \hat{\beta}_P, \rho)$$

donde  $\Phi$  representa a la función de distribución normal bivariada con parámetros  $(0, 0, 1, 1, \rho)$ .

Si bien se puede estimar consistentemente los parámetros de este modelo utilizando dos probit por separado, consideraciones de eficiencia aconsejan realizar una estimación conjunta que tome en cuenta la existencia de correlación de los residuos.

La existencia de correlación de los residuos fue estudiada a través de una prueba sobre la hipótesis nula de que el coeficiente de correlación era nulo ( $\rho = 0$ ), de forma que de no rechazar dicha hipótesis, ambas ecuaciones podrían estimarse por separado. En el presente análisis se obtuvo un coeficiente de correlación de los residuos próximo a  $-0.6$  y significativamente distinto de 0 al 99%, optándose por lo tanto por realizar la estimación de las decisiones en forma conjunta (véase Greene, 1993).

Los parámetros estimados en la ecuación correspondiente a la asistencia sugieren conclusiones similares a las del modelo probit presentado en la sección 4, excepto que para la variable sexo, la significación estadística cayó a algo menos de 85% (cuadro No. 3). En síntesis, la probabilidad de los adolescentes de asistir al sistema de enseñanza disminuyó con su edad y creció con su educación; con respecto a las características del hogar, fue mayor cuanto más alto el ingreso y el nivel educativo del jefe y para los adolescentes de hogares nucleares.

A su vez, para cada variable, el parámetro tuvo un signo opuesto en la ecuación de participación -con excepción de la zona de residencia que no fue significativa en ninguna de las dos ecuaciones- describiendo el carácter alternativo de la opción de incorporarse a la fuerza de trabajo y asistir al sistema educativo. La probabilidad de ser activo creció con la edad, fue mayor para los varones, menor para quienes viven en hogares nucleares y decreciente con la educación del adolescente, la educación del jefe del hogar y el ingreso.

Cuadro No. 3. Estimaciones de máxima verosimilitud. Coeficientes del modelo Probit bivariado. Variables dependientes: actividad y asistencia a enseñanza.

	Coef.	Err. Std.	Estad. t	Sig.
Ecuación para actividad				
Constante	-4.392	0.421	-10.445	0.000
Edad	0.440	0.024	18.418	0.000
Años de educación	-0.139	0.016	-8.964	0.000
Hogar extendido	0.085	0.053	1.601	0.109
Hogar monoparental	0.346	0.071	4.873	0.000
Log ingreso per cápita	-0.290	0.037	-7.759	0.000
Años educ. jefe de hogar	-0.039	0.008	-5.053	0.000
Sexo	0.434	0.049	8.912	0.000
Montevideo	-0.055	0.051	-1.093	0.274
Ecuación para asistencia				
Constante	1.900	0.422	4.503	0.000
Edad	-0.468	0.025	-18.901	0.000
Años de educación	0.353	0.014	24.806	0.000
Hogar extendido	-0.141	0.055	-2.572	0.010
Hogar monoparental	-0.148	0.083	-1.797	0.072
Log ingreso per cápita	0.416	0.041	10.178	0.000
Años educ. jefe de hogar	0.069	0.009	7.444	0.000
Hombre	-0.074	0.051	-1.453	0.146
Montevideo	-0.060	0.053	-1.131	0.258
Correlación entre los residuos				
RHO(1,2)	-0.557	0.026	-21.144	0.000

Fuente: Encuesta Continua de Hogares, INE, Uruguay, 1997

## Conclusiones

Entre 1986 y 1997, alrededor de las tres cuartas partes de los adolescentes de 14 a 17 años asistían a centros escolares. Este comportamiento fue relativamente estable en el período y existen sugerencias de que se dio en un contexto de mayores rendimientos escolares para las nuevas generaciones. Ello al menos fue recogido en la comparación del rezago en distintos años, ya que la probabilidad de culminar cada año escolar en el tiempo previsto en los planes de estudio presentó una tendencia creciente en el tiempo.

Este fenómeno de crecimiento de la eficiencia del tiempo dedicado a estudiar entre los asistentes al sistema de enseñanza no se detectó entre los desertores, quienes en su grandísima mayoría no habían culminado el mínimo de años obligatorios. Si a ello se suma la alta estabilidad de las tasas de escolarización en los últimos doce años y el hecho de que la deserción esté relacionada con el rezago, no es descartable que el abandono escolar se motive por la presencia de un grupo de bajos rendimientos cuya situación no se haya revertido en el transcurso del tiempo. Por otra parte, la estabilidad del porcentaje de desertores y de su bajo nivel educativo sugiere que la capacidad del sistema de enseñanza de hacer cumplir el mínimo escolar obligatorio se ha estancado.

El trabajo empírico realizado en las secciones 3 y 4 no refiere sin embargo al sustento de la hipótesis de la relación entre rendimiento escolar y asistencia, sino a la caracterización del grupo de desertores.

La probabilidad de asistir al sistema de enseñanza está relacionada con un vector de características individuales así como con un conjunto de variables que definen el entorno familiar. En el contexto de un modelo de capital humano, la influencia de dichas variables puede racionalizarse en términos de su impacto en los costos y beneficios marginales de estudiar. Entre las variables individuales que afectan la probabilidad de asistir a enseñanza se detecta la edad (negativamente) y los años de educación ya alcanzados (positivamente). Mientras, si bien las tasas de asistencia son mayores para las mujeres que para los varones, este resultado es menos robusto en las estimaciones de las probabilidades ya que se detectó solamente con un modelo. Con respecto a las características del entorno del hogar, el ingreso familiar, la pertenencia a un hogar nuclear y la educación del jefe contribuyen positivamente a la probabilidad de asistir a enseñanza.

Vale la pena mencionar algunas precisiones adicionales sobre el efecto del ingreso del hogar y la educación del jefe. Existen antecedentes de que pertenencia a un vecindario afecta la probabilidad de asistencia en la ciudad de Montevideo (Bucheli, 1996). Ello puede interpretarse como un efecto de capital social debido a que en dicho trabajo, la partición de los vecindarios se realizó en función de un indicador del capital humano de los adultos en distintos barrios. Por otra parte, si la calidad de la enseñanza en los centros escolares -la cual eventualmente podría diferenciar su capacidad para retener a su alumnado- es menor en los vecindarios con menor capital social, podría también interpretarse que existe un efecto adicional sobre la deserción adjudicable al establecimiento. Debido a que la ciudad tiene un cierto grado de segmentación urbana basado en los ingresos y la educación del jefe, el impacto de estas variables estimado en las secciones 3 y 4 incluirían además de su efecto directo, uno indirecto relacionado con el capital social y/o calidad del establecimiento escolar.

La distinción entre residir en Montevideo o en el interior urbano no detectó un impacto significativo sobre la probabilidad de asistir, lo que podría ser indicativo de que las diferencias observadas entre las tasas de escolarización quedan explicadas por otras variables. Entre ellas, cabe destacar el ingreso de los hogares, en el que hay diferencias significativas entre ambas regiones del país.

El segundo modelo estimado estuvo dirigido a estudiar la decisión conjunta de asistir a enseñanza y/o participar en el mercado laboral. El hecho de que un modelo de decisiones simultáneas se desempeñe razonablemente bien para describir dichos comportamientos, que las variables utilizadas para la explicación de los impactos estimados en las probabilidades de estudiar y ser activo sean las mismas y tuvieran signo contrario, y el significativo coeficiente de correlación negativa entre los residuos de las ecuaciones para el probit bivariado sugieren que las opciones se presentan como alternativas para los adolescentes.

Sin embargo, cabe mencionar que un 11% de los adolescentes pertenecía a la población económicamente activa y asistía al sistema de enseñanza simultáneamente y otro 11% no estudiaba ni participaba. El primer sub-conjunto fue más importante en Montevideo: el 45% de los activos asistía a un establecimiento de enseñanza mientras que en Interior lo hacía el 36% de los adolescentes activos. A su vez, en el Interior, el 17% de los inactivos no estudiaba mientras que en Montevideo, éstos representaban el 12%.

Los resultados de la estimación del modelo de decisiones conjuntas indicaron que la probabilidad de pertenecer a la población económicamente activa aumentó con la edad, y otro tanto ocurrió cuando el adolescente era varón. Mientras tanto, el ingreso del hogar, el nivel educativo alcanzado y la educación del jefe tuvieron un impacto negativo en la probabilidad de ser activo. A su vez, efecto estimado indica que la pertenencia a una familia extendida o a un hogar monoparental aumentó la probabilidad de incorporarse al mercado de trabajo. Por último, el área de residencia no fue significativa.

En síntesis, la deserción del sistema escolar para incorporarse al mercado de trabajo es característica de los estratos de menores ingresos. Vale la pena señalar que la proporción de los ingresos obtenidos por los adolescentes en el total del ingreso del hogar es importante ya que en la mitad de los casos, supera el 15%. En un contexto de crecientes retornos a la educación en particular para las generaciones más jóvenes, lo cual puede ser interpretado como un aumento de la demanda de trabajo por mayor calificación, esta opción tiene consecuencias sobre el perfil de ingresos futuros de quienes nacen en hogares de bajos ingresos de un signo que sugiere una baja probabilidad de movilidad. Ello además se refuerza por el impacto de la educación de los adultos sobre la decisión de estudiar de los menores del hogar.

## Referencias bibliográficas

Becker, G., (1967). Human capital and the personal distribution of income (Woytinski Lecture), Ann Arbor: University of Michigan Press.

Bryant, W., (1990). The economic organization of the household, Cambridge University Press.

Bucheli, M., Vigorito, A. y Miles, D. (1999). Un análisis dinámico de la toma de decisiones de los hogares, inédito.

Bucheli, M. (1996). "La distribución del gasto público en enseñanza". CEPAL, LC/MVD/R.146.Rev.1.

Card, D., (1994). Earnings, schooling, and ability revisited, NBER working paper no. 4832.

Freeman, R. (1986). Demand for education, en Layard, R.y Ashenfelter, O., eds., Handbook of Labor Economics, North Holland.

Gang Ira N. (1996). Who Matters Most? The Effect of Parent's Schooling on Children's Schooling, Working Paper 9613 , Rutgers University.

Greene, W., (1993). Econometric Analysis, Prentice Hall.

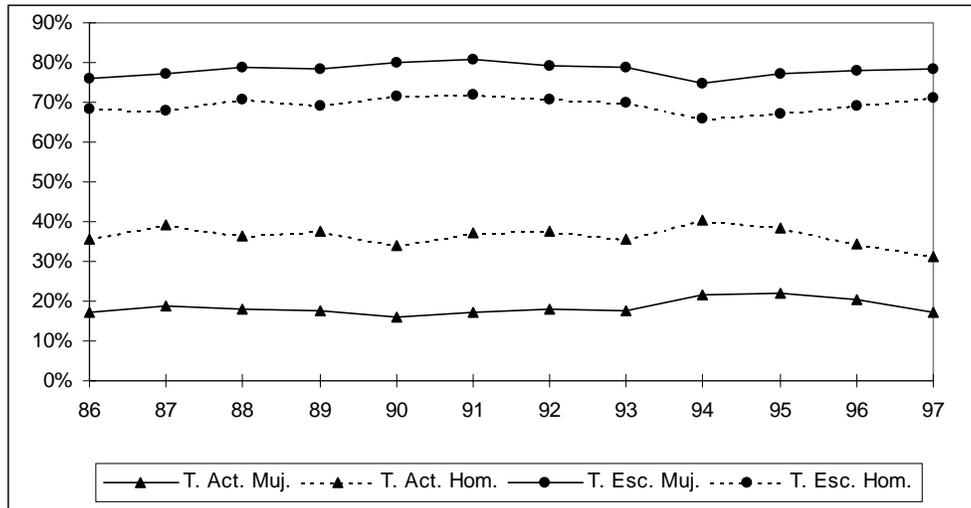
Haveman, R., y Wolf, B., (1995). The determinants of children's attainments: a review of methods and findings, Journal of Economic Literature, Vol. XXXIII, No. 4.

Polachek, S. y Siebert, W. (1993). The economics of earnings, Cambridge University Press.

Parent, M. (1995). Survol des contributions theoriques et empiriques liees au capital humain. Centre interuniversitaire de recherche en analyse des organisations, serie scientifique, no. 95s-28, Montreal.

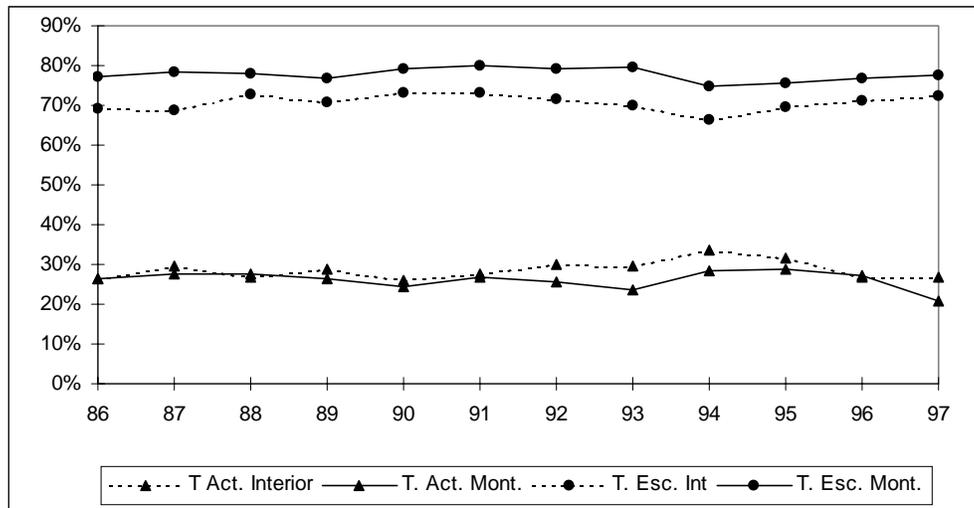
Ranasinghe, A, y Hartog, J., (1997). Investment in post-compulsory education in Sri Lanka. Tinbergen Institute discussion papers, No. 21, Amsterdam.

**Anexo 1.** Tasa de escolarización y de actividad de los adolescentes de 14 a 17 años por sexo.  
Años 1986-1997.



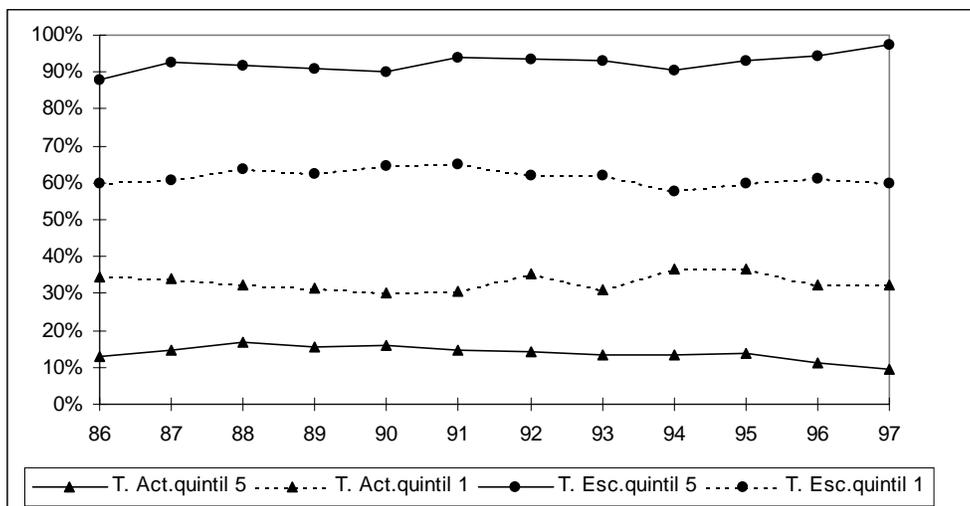
Fuente: en base a ECH, INE.

**Anexo 2.** Tasa de escolarización y de actividad de los adolescentes de 14 a 17 años por región.  
Años 1986-1997.



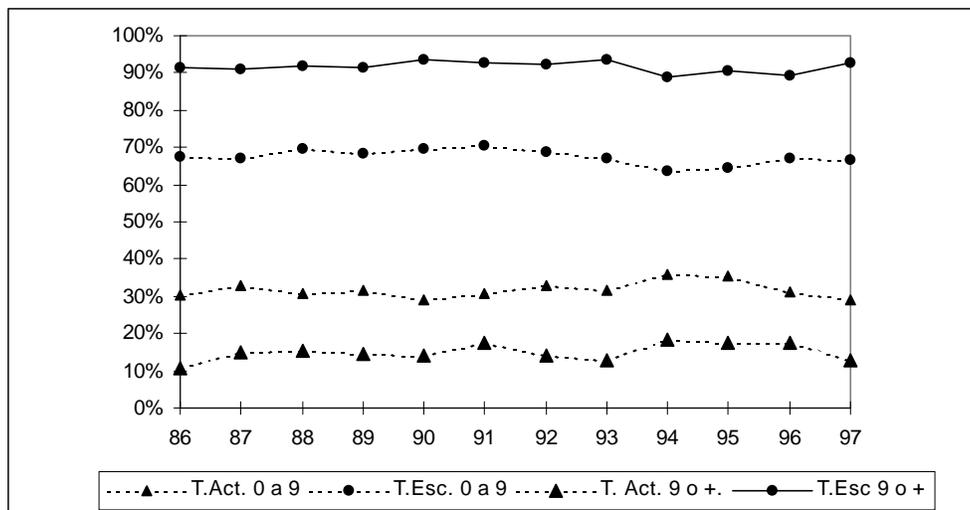
Fuente: en base a ECH, INE.

**Anexo 3.** Tasa de escolarización y de actividad de los adolescentes de 14 a 17 años para el primer y quinto quintil de la distribución del ingreso per cápita (excluyendo el de los menores de 18 años) de los hogares. Años 1986-1997.



Fuente: en base a ECH, INE.

**Anexo 4.** Tasa de escolarización y de actividad de los adolescentes de 14 a 17 años según nivel educativo del jefe del hogar. Años 1986-1997.



Fuente: en base a ECH, INE.

Cuadro No. A1.

Características individuales y del hogar, promedio  
según asistencia a la enseñanza y participación en la PEA, 14 a 17 años de edad  
Uruguay, 1997

Características individuales	Asiste a enseñanza	No asiste	Significación *	Participa en la PEA	No participa	Significación *
Edad	15.41	15.87	0.000	16.02	15.37	0.000
Sexo	0.48	0.57	0.000	0.65	0.46	0.000
Años de educación completos	8.35	6.79	0.000	7.45	8.12	0.000
Participa en la PEA	0.13	0.58	0.000			
Asiste a enseñanza				0.39	0.86	0.000
Características del hogar						
log ingreso per cápita	7.58	6.94	0.000	7.08	7.53	0.000
No. integrantes del hogar	4.88	5.95	0.000	5.52	5.03	0.000
Jefe de hogar hombre	0.80	0.78	0.200	0.76	0.81	0.001
Años de educación del jefe	8.56	5.82	0.000	6.52	8.29	0.000
Hogar monoparental	0.12	0.12	0.119	0.15	0.11	0.001
Familia extendida	0.27	0.38	0.000	0.336	0.286	0.003
Montevideo	0.46	0.39	0.000	0.383	0.462	0.000

Nivel de significación de una prueba t de diferencia de medias en la que no se asume igualdad de varianzas  
Fuente: Encuesta Continua de Hogares, INE, Uruguay