

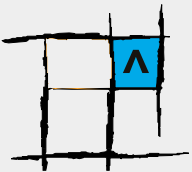


LACEA 2007  
MONTEVIDEO ■ URUGUAY



Juan Marcelo Perera, joint with Adrián Fernández  
Poncet

**Acceso a la Educación Terciaria.  
Una Aplicación a Datos de Uruguay**



# **ACCESO A LA EDUCACION TERCARIA**

## **Una aplicación a datos de Uruguay**

### **RESUMEN**

El presente trabajo constituye una aplicación a datos de Uruguay de la relación entre la disponibilidad de recursos de los hogares y la asistencia de los jóvenes a la educación terciaria. El enfoque adoptado es el de combinar las vertientes más importantes en la explicación de la demanda de educación, como los desarrollos de Gary Becker, con las más recientes de Capital Social. La metodología utilizada para el análisis de los determinantes de la demanda de educación terciaria fue el ajuste de diferentes modelos econométricos de variable dependiente cualitativa. Los resultados obtenidos no permiten rechazar la hipótesis de que el conjunto de activos de los hogares, y específicamente el Capital Social, explican significativamente la asistencia de los jóvenes a la educación universitaria. En el trabajo también se exploran distintos determinantes del lado de la “oferta” de educación, especialmente los relacionados con la localización de los servicios de enseñanza terciarios.

JEL clasificación: C25, I21, R21.

**Adrián Fernández Poncet (\*)**  
**Juan Marcelo Perera (\*\*)**

Setiembre de 2000

(\*) Licenciado en Economía - Profesor Titular de Econometría, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República (UDELAR).

Investigador *senior* del Centro de Investigaciones Económicas, CINVE, Uruguay.

E-mail: [adrianfp@cinve.org.uy](mailto:adrianfp@cinve.org.uy).

(\*\*) Analista Económico – Asistente de Investigación en el Centro de Investigaciones Económicas, CINVE, Uruguay.

E-mail: [marcepm@internet.com.uy](mailto:marcepm@internet.com.uy)

Una versión previa de este trabajo fue realizada para el Rectorado de la UDELAR.

---

## **INDICE**

---

<b>1.</b>	<b>INTRODUCCION.....</b>	<b>3</b>
<b>1.1.</b>	<b>El sistema educativo uruguayo.....</b>	<b>4</b>
<b>1.2.</b>	<b>Marco teórico.....</b>	<b>4</b>
<b>2.</b>	<b>METODOLOGIA Y RESULTADOS.....</b>	<b>11</b>
<b>2.1</b>	<b>La ecuación de Mincer y el Indicador de Capital Social.....</b>	<b>11</b>
<b>2.2</b>	<b>Modelo de demanda de educación terciaria .....</b>	<b>14</b>
<b>2.3</b>	<b>Simulación de cambios en la oferta .....</b>	<b>19</b>
<b>3.</b>	<b>CONCLUSIONES .....</b>	<b>21</b>
<b>4.</b>	<b>BIBLIOGRAFIA.....</b>	<b>22</b>
	<b>Anexo A.....</b>	<b>25</b>
	<b>Anexo B.....</b>	<b>28</b>

## 1. INTRODUCCIÓN

Existe un amplio consenso entre los economistas que la educación formal, como un componente del capital humano, es un factor determinante de los ingresos futuros de los individuos, así como del desarrollo económico. A partir de los trabajos del Premio Nobel Gary Becker, también se ha extendido el consenso de que los individuos toman decisiones respecto a los años de educación a alcanzar en base a consideraciones de los retornos futuros de esta “inversión” en capital humano.

Paralelamente, Putnam y otros han sentado las bases de una teoría que resalta la importancia del “capital social”, el conjunto de “activos” de un individuo u hogar, adquiridos a través de la interacción social, que le permite mejorar las condiciones de vida, acceder a un mejor trabajo para los integrantes del hogar, etc..

Uruguay presenta una tasa relativamente reducida de su población con educación terciaria en la comparación internacional, aún considerando las diferencias en los niveles de desarrollo. Resulta, entonces, relevante determinar los factores que inciden en estas bajas tasas de matriculación, especialmente los que corresponden a elementos de la política educativa. Concretamente, pese a su reducido tamaño territorial, cabe preguntarse si el hecho de que la oferta de educación universitaria esté concentrada en la capital del país (donde la zona de influencia abarca a la mitad de la población) tiene una incidencia relevante.

En el presente trabajo se define un nuevo indicador de “capital social”, que surge del residuo de una ecuación de ingresos *a la Mincer*. Aplicado a datos de hogares urbanos de Uruguay, se observa que este indicador está correlacionado con la información disponible en encuestas de hogares de variables “indirectamente” relacionadas con el capital social.

El indicador de capital social, junto a otras variables explicativas que plantea la literatura, es luego utilizado en diversos modelos sobre las decisiones de educación para adultos jóvenes. Concretamente, se ajustan distintos modelos de variable cualitativa dependiente (logit binarios y multinomiales) a 3.000 casos correspondientes a jóvenes de 20 y 21 años relevados en la Encuesta Continua de Hogares para los años 1994-1995.

El trabajo se estructura como sigue. A continuación se realiza una breve descripción del sistema educativo uruguayo, donde se resalta el comparativamente bajo porcentaje de la población uruguaya que alcanza estudios universitarios. En la sección siguiente se presenta una síntesis de los principales elementos de la literatura sobre capital social y asistencia educativa, con particular énfasis en la correspondiente a la educación terciaria. La metodología utilizada así como los resultados sobre el indicador propuesto de capital social son presentados en la parte 2.1. Análogamente, en 2.2 para los modelos estimados de educación terciaria. Finalmente, en la parte 3 se presentan las conclusiones. Las definiciones de las variables utilizadas y las salidas de los modelos estimados se presentan en los anexos.

## 1.1. El sistema educativo uruguayo

Uruguay presenta en el contexto regional un nivel educativo relativamente elevado, especialmente en los niveles básicos de educación. Como se observa en el cuadro siguiente, un mayor porcentaje de la población de 25 a 34 años ha alcanzado el nivel de educación primaria, frente a otros países de la región. De todas maneras, cuando se consideran niveles educativos más elevados (como la secundaria superior o la educación terciaria), los porcentajes resultan muy inferiores a los países de la OCDE (situación que se comparte con los otros países latinoamericanos).

Cuadro 1.1 - Nivel educativo de la población. Porcentaje de la población de 25 a 34 años que ha alcanzado un nivel educativo dado por países según nivel educativo. Datos de 1997.

	Primaria	Secundaria Superior	Terciaria
Uruguay	95	38	8
Argentina	88	36	11
Brasil	89	28	7
Chile	91	54	9
Prom. OCDE	n/d	72	23

Fuente: OCDE (2000), Cuadros 5, 7 y 8, Anexo A4.

En relación a la educación terciaria, Uruguay presenta un porcentaje relativamente reducido en la comparación internacional de la educación técnica o profesional. La oferta a nivel terciario corresponde, básicamente, a educación universitaria y formación de docentes. En la oferta de educación universitaria, la principal institución corresponde a la Universidad de la República (UDELAR), con aproximadamente un 80% de la matrícula total, que puede estimarse en el entorno de 1998 en más de 80.000 alumnos. En formación docente, la matrícula en 1998 era de 11.357 alumnos<sup>1</sup>. La oferta educativa universitaria está concentrada en la capital, Montevideo, con un número limitado de cursos en algunas localidades del Interior (especialmente Salto).

Considerando exclusivamente la UDELAR, que hasta 1984 correspondía a la única institución oficial de educación universitaria, la matrícula en el período 1999-1960 creció a una tasa de 3,8% anual acumulativo (a.a.). Esta tasa relativamente elevada para el crecimiento de la población general (de 0,6% a.a.) se enlenteció en la última década (0,7% a.a. en 1999-1988)<sup>2</sup>.

## 1.2. Marco Teórico

### Capital Social

El concepto de Capital Social ha tenido una aceptación generalizada en los últimos años que ha servido de base a diferentes aplicaciones; no obstante, un recorrido sobre desarrollos recientes permite afirmar que no existe consenso sobre la precisión conceptual del término. Un conjunto de autores como Putnam, Coleman, Powell,

<sup>1</sup> Los datos corresponden a INE (1999) y Oficina del Censo (1999).

<sup>2</sup> Ver Oficina del Censo (1999).

Granovetter y Moser han ampliado el manejo de conceptos comunes, si bien existen confrontaciones y debates sobre el alcance de los mismos.

La intención es explorar la relevancia de un concepto en pleno desarrollo, y que involucra un conjunto de dimensiones generalmente ignoradas en los modelos económicos tradicionales. El Capital Social se entiende como un activo más<sup>3</sup> de los individuos y de los hogares que mide la capacidad de desempeño de los mismos en la estructura social, a través de su movilización para el aprovechamiento de las oportunidades que eleven el bienestar.<sup>4</sup>

Entre los trabajos pioneros en sistematizar un conjunto de ideas relacionadas al Capital Social se encuentran los de Bourdieu (1985), Coleman (1990), North (1990) y Putnam (1993). En los trabajos de Bourdieu y Coleman la riqueza teórica del concepto yace a nivel individual, o sea, es un atributo de las personas. Putnam, por su parte, al explorar las reformas institucionales y las estrategias de cambios políticos sobre la performance de las instituciones sociales entre el norte y el sur de Italia, dió gran importancia al concepto como atributo de las comunidades, ciudades e incluso naciones. Si bien este “estiramiento” conceptual desde una propiedad de los individuos y las familias a un atributo de las comunidades, ha sido cuestionado (Portes 1998), el carácter colectivo de este recurso ha estado presente en todos los “fundadores”, y en última instancia la riqueza del fenómeno radica en las interacciones entre las estrategias individuales y las instituciones e intereses de la comunidad.

Por Capital Social entenderemos entonces, la cantidad y calidad de la vida asociacional y las normas sociales involucradas. El carácter de “capital” del fenómeno tratado (todo aquello cuya acumulación contribuye a mayores ingresos o en general, a mejores resultados) ha sido evidenciado según la literatura a través de diferentes vías. Entre ellos la relevancia del fenómeno para explicar la performance de los servicios públicos (Putnam) y el efecto de las acciones cooperativas sobre la eficiencia en la resolución de problemas comunitarios, la difusión de innovaciones a través de los canales interpersonales (generando externalidades positivas), la reducción de la información imperfecta con menores costos de información y mayores transacciones en mercados con alta incertidumbre (como el de créditos), se señala que el Capital Social actúa como un asegurador informal permitiendo el mayor intercambio de riesgos entre los hogares y por lo tanto mayores retornos de las decisiones asumidas por cada uno de ellos.

Partiendo de la base de que los contenidos más importantes que se movilizan a través de las redes son la información y los contactos, y de que existe un volumen considerable de investigación referida a la operatividad del Capital Social en el mercado de trabajo<sup>5</sup>, entonces la dotación de Capital Social de los hogares está presente en las decisiones de los individuos sobre el nivel educativo a alcanzar. Esto es, la estructura de oportunidades de una persona está delimitada por la información manejada y los vínculos potenciales, fundamentalmente una vez alcanzado determinado nivel educativo. Por ejemplo dos individuos con idénticas características excepto en el nivel

---

<sup>3</sup> La categorización más genérica incluye además el *Capital Físico* (infraestructura, capital financiero, comercial, etc.), y el *Capital Humano* (grado de nutrición, salud y educación) con un tratamiento mucho más extendido en la literatura económica.

<sup>4</sup> Moser, C. (1996), página 24.

<sup>5</sup> Véase, por ejemplo, Granovetter, M. D. (1974).

de redes de pertenencia de los miembros del hogar, posiblemente tengan expectativas diferentes sobre los retornos de la inversión en educación universitaria, si los vínculos o contactos disminuyen la incertidumbre respecto al futuro inmediato al ciclo de enseñanza superior, aumentando la probabilidad de acceder al mercado de trabajo.

### **Acceso a la educación universitaria**

A partir de los desarrollos de la teoría del capital humano<sup>6</sup>, los abordajes predominantes en la ciencia económica establecen que los factores que en última instancia determinan las decisiones de las personas de realizar determinados estudios (secundarios, terciarios, etc.) no se diferencian en lo fundamental de los factores que inciden en una decisión de inversión en capital físico. Esto es, en términos generales, las personas toman su decisión luego de confrontar los costos y beneficios que reportaría alcanzar un determinado nivel educativo, teniendo en cuenta los factores específicos del individuo (características personales en relación a hábitos de estudios, preferencias por áreas, etc.).

Los antecedentes nacionales son escasos, y referidos al ciclo medio de la educación<sup>7</sup>. En la literatura, distintos autores han abordado este tema, con énfasis variados. Además de los trabajos pioneros de G. Becker, cabe citar el artículo de Freeman (1986) para una adecuado revisión de la literatura a la fecha. Eckstein y Wolpin (1999) analizan la importancia de las habilidades escolares y las oportunidades de trabajo en la deserción, al igual que Dustmann et al (1996).

En el presente trabajo se abordarán las variables relacionadas con los costos (directos e indirectos) por el estudio de un adulto joven, que se dividirán según estén ligadas al ingreso del hogar, o directamente a los costos (o al acceso) a la educación universitaria. Cabría pensar en dos grupos de variables adicionales. Por un lado, los retornos derivados de los estudios universitarios, en relación a los ingresos que percibe en el resto de su vida una persona que sólo finalice el ciclo medio de educación. Si bien se disponía de estimaciones de los retornos de los distintos niveles educativos<sup>8</sup>, estas variables no fueron incluidas dado el tipo de estudio. Como se plantea más adelante, se realizó un análisis de tipo *cross section*, en base a la Encuesta de Hogares, para un punto del tiempo (el bienio 1994-1995). La inclusión de un mismo retorno para el conjunto de estudiantes universitarios sólo hubiera alterado la “constante” de la regresión, sin aportar mayor información.

Un segundo grupo de variables que generalmente se menciona en la literatura<sup>9</sup> tiene relación con algunas características individuales que pueden incidir en la decisión, y que genéricamente pueden plantearse como “habilidad para estudiar”. Dos personas pertenecientes a hogares con el mismo ingreso, cuyo costo de oportunidad de estudiar sea igual, etc., pero que tengan habilidades diferentes para el estudio (distinta predisposición, conocimientos de base, entre otros aspectos) pueden tomar decisiones “óptimas” diferentes. Lamentablemente la Encuesta de Hogares no aporta información en ese sentido, por lo que no fue posible incluir este tipo de variables.

---

<sup>6</sup> Las referencias clásicas corresponden a la obra de Gary Becker (1967 y 1981), y Becker y Lewis (1973).

<sup>7</sup> Bucheli y Casacuberta (1999).

<sup>8</sup> Véase Mariella Torello (1997)

<sup>9</sup> Véase Oosterbeek (1992) y Oosterbeek y Ophem (1995).

A continuación se desarrollan los grupos de variables consideradas.

### Nivel educativo de los padres

La experiencia internacional indica que el nivel educativo de los padres (o, más generalmente, el clima educativo del hogar) incide sobre la educación de los hijos.

La “movilidad intergeneracional” puede conceptualizarse como la probabilidad de obtener un grado o calificación terciaria en relación al nivel educativo alcanzado por los padres. De acuerdo a un estudio realizado por la OCDE (1999), en 12 países investigados la movilidad intergeneracional se ubicaba entre 2,0 en Australia hasta 5,8 en Polonia. Esto es, el hecho de que los padres hayan adquirido un nivel educativo alto vuelve dos veces más probable en Australia, y casi seis veces más probable en Polonia, que el hijo obtenga un nivel educativo terciario, respecto de otro joven con padres que alcanzaron un menor nivel. En Polonia y en Irlanda, donde la mayoría de los padres no se graduaron en la enseñanza media, una menor proporción de jóvenes que obtuvo una calificación terciaria provino de estos hogares.

El hecho de que la trayectoria educativa paterno-materna tenga un efecto en la escolaridad (y en las decisiones de educación) de los integrantes del núcleo familiar se justifica desde diversos ángulos. Una posibilidad es que los padres más escolarizados agregan o “facilitan” insumos a la educación de sus hijos, lo que aumenta la probabilidad de sus logros académicos, y por consiguiente las expectativas sobre el rendimiento en niveles superiores. En ese sentido, serían “facilitadores” del estudio (aumentando los retornos y/o reduciendo costos). Por otro lado, bajo determinadas especificaciones de los modelos estimados, el nivel educativo puede no cumplir un papel por sí mismo, sino por su alta correlación con el ingreso de las personas. Un menor nivel educativo simplemente podría estar indicando menores ingresos del hogar y, en consecuencia, menores probabilidades de los jóvenes de ese hogar de continuar estudios terciarios. En nuestro caso, en los modelos estimados se incluye la variable ingreso del hogar, por lo que la inclusión de las variables específicas de educación de los padres estaría recogiendo el efecto diferencial.

### Ingreso del hogar

Dado que la decisión de un joven de realizar estudios universitarios (o terciarios en general) determina durante el período de estudio mayores gastos, un menor ingreso del hogar generará una menor propensión a continuar los estudios luego del ciclo secundario. Por otro lado, se reduce la posibilidad del joven de integrarse al mercado de trabajo mientras estudia. Estas consideraciones tienen que ver con los costos (o menores ingresos) corrientes, mientras se desarrollan los estudios. Sin embargo, es posible que los retornos futuros ligados a la obtención de un título universitario más que compensen (actualizados convenientemente) los costos presentes.

Algunos autores<sup>10</sup> argumentan que, si se analiza la decisión de realizar estudios terciarios como una decisión sobre una inversión cualquiera, el ingreso presente no debería influir. En este sentido, si el individuo (o su familia) hiciera una evaluación de los “retornos” netos derivados de un estudio terciario, y estos retornos fueran

---

<sup>10</sup> Polachek y Siebert (1993) entre otros.

suficientemente elevados, los jóvenes (o los hogares) podrían financiar los gastos corrientes con un crédito que luego sería repagado con los ingresos derivados del ejercicio de la profesión.

Aún aceptando este planteo, dependiendo de las condiciones del crédito, el monto del ingreso actual de todos modos podría ser un obstáculo, ya que los hogares podrían enfrentar restricciones de liquidez que les impiden endeudarse en el monto necesario para que su(s) hijo(s) supere(n) una cierta cantidad de años de educación. En los hechos, si bien recientemente han comenzado a ofrecerse opciones de crédito en Uruguay<sup>11</sup>, este mercado es sumamente limitado, lo que refleja que no vivimos en un mundo con mercados de crédito perfectos y mecanismos de aseguramiento completos, donde las personas pueden invertir a largo plazo según sus preferencias<sup>12</sup>.

Un argumento también a favor de la inclusión del ingreso en la ecuación, pero que arroja la incidencia contraria a la anteriormente planteada, radica en el hecho de que aquellos hogares donde los principales activos corresponden al capital humano de los perceptores de ingresos (en los hechos, los padres del joven que toma la decisión) tendrán un incentivo adicional para que sus hijos continúen estudios universitarios. Si, por el contrario, se dispone de otros activos (en particular un “negocio familiar” que puede ser continuado por la siguiente generación) ello podría jugar en sentido contrario (o, alternativamente, en forma neutra) a la incorporación de mayor capital humano de los jóvenes

### Desocupación

Otra de las variables que se incluyó en el estudio fue el nivel de desocupación de la localidad de residencia del joven. Se intentó recoger con esta variable alguna medida del costo de oportunidad asociado a la realización de estudios. Si las alternativas más generales son la formación profesional o el ingreso al mercado de trabajo, entonces el exceso de oferta en el mercado de trabajo puede ser utilizado como una *proxy* al costo de oportunidad. Este indicador adolece de algunos problemas<sup>13</sup>; de hecho, en el presente estudio se concluyó sobre su no-significación estadística.

### Variables de acceso

Finalmente es necesario considerar distintas variables que permitan reflejar los costos directos y las dificultades de acceso a la educación superior (es decir, consideraciones “desde el lado de la oferta”). Si bien existen distintos centros universitarios en el interior del país, se observa un mayor costo para los estudiantes que provienen de esa zona del país, costo que resulta, en algunos aspectos, diferencial según el departamento de residencia del joven.

---

<sup>11</sup> Fundamentalmente ligadas al desarrollo de estudios universitarios en las instituciones privadas.

<sup>12</sup> Attanasio, O. y Székely, M. (1999).

<sup>13</sup> Estrictamente el costo de oportunidad debería medirse como el salario de mercado de la ocupación a la cual el individuo estaría en condiciones de acceder, dadas sus calificaciones. Por otro lado, su dinámica temporal no garantiza que la tasa de desocupación constatada en el año de la encuesta sea la existente en el momento de la toma de decisión del joven, etc..

En ese sentido, se realizó una estimación del gasto diferencial para el hogar de origen que resulta de la asistencia de los jóvenes de 18 a 25 años a centros educativos<sup>14</sup>. A partir de este ajuste se realizó un ejercicio de simulación para obtener el gasto diferencial por asistir a determinados niveles educativos. En el cuadro siguiente se presenta el gasto diferencial en el hogar con integrantes entre 18 y 25 años según la condición de asistencia a la educación.

Los resultados obtenidos evidencian un costo creciente de la asistencia de los jóvenes a niveles educativos superiores. También se evidencia un mayor costo diferencial de asistir al nivel universitario para los jóvenes del interior del país. Para el departamento de Montevideo, frente a un gasto en promedio de U\$S 1.349 (equivalentes de noviembre de 1994) relacionado con un joven de 18 a 25 años que no asiste a un establecimiento de enseñanza, el gasto sube a U\$S 1.419 si cursa otros estudios terciarios, o a U\$S 1.452 mensuales si son universitarios. Como es de esperar, la relación es mayor aún en el caso del Interior del país con los estudios universitarios respecto de un joven que no asiste (14% superior en lugar de 7% que se observa en Montevideo), **pese a que el nivel absoluto del gasto es menor.**

Cuadro 1.2 – Gasto mensual correspondiente a jóvenes de 18 a 25 años según asistencia a niveles educativos. 1994-1995.

	<b>Universidad</b>	<b>Otros Terciarios</b>	<b>No Asiste</b>
<i>Gasto mensual en U\$S</i>			
Montevideo	1.452	1.419	1.349
Interior*	1.264	1.162	1.106
<i>Indice: No Asiste = 100</i>			
Montevideo	107,7	105,2	100,0
Interior*	114,2	105,0	100,0
* Promedio simple de Colonia y Maldonado			

Fuente: Cálculos propios en base a microdatos de la Enc. de Gastos e Ingresos de los Hogares – INE (1996).

En el modelo de asistencia, para recoger estos efectos, se incluyeron distintas variables que se utilizan como *proxies: dummies* para el departamento de residencia, si el hogar de pertenencia del joven se encuentra en una localidad capital departamental, etc..

El acceso a la educación terciaria fue abordado en el presente trabajo a través de distintos modelos de variable cualitativa dependiente. Como Anexo se presenta un breve resumen de las características de los modelos de variable cualitativa dependiente para, a continuación, presentar la estrategia concreta de modelización adoptada, discutiendo los resultados alcanzados.

<sup>14</sup> Se ajustó una regresión por mínimos cuadrados ordinarios a datos de la Encuesta de Gastos e Ingresos de los Hogares (EGIH). Para la metodología, ver INE(1996). Se explicó el (logaritmo del) gasto en consumo de los hogares por el (logaritmo del) ingreso, el número de integrantes del hogar, el número de perceptores de ingreso, el tipo de tenencia de la vivienda (propietario, inquilino, etc.), y un conjunto de variables que recogen, entre otras, las características de los hogares en relación a la asistencia a los niveles educativos de los integrantes entre 18 y 25 años, y su efecto diferencial entre los departamentos. Si bien la EGIH abarca una muestra de Montevideo y de cinco capitales departamentales del interior, en los modelos ajustados finalmente se incluyeron solamente hogares de las ciudades de Colonia y Maldonado, ya que las variables no resultaron significativas para las restantes localidades del Interior (Durazno, Rivera y Salto).

## 2. METODOLOGÍA Y RESULTADOS

Para la aplicación empírica se utilizaron los microdatos correspondiente a las ediciones de 1994 y 1995 de la Encuesta Continua de Hogares del Instituto Nacional de Estadística de Uruguay.<sup>15</sup> La unidad de observación de estas encuestas son los hogares particulares en ciudades de 1.000 y más habitantes, que incluye las capitales departamentales y una muestra de las restantes localidades del Interior del país. De esta forma, los microdatos son representativos de la población en zonas urbanas del conjunto del país. Cabe mencionar que en el caso de jóvenes estudiantes cuyo hogar permanente se encuentra ubicado en el interior del país, pero que estudian y residen en Montevideo, la Encuesta los considera como residentes del interior.

### 2.1. La ecuación de Mincer y el Indicador de Capital Social

En lo que refiere a investigaciones empíricas y más concretamente a la construcción de un índice de Capital Social para realidades específicas es evidente que en su discusión está latente la imprecisión teórica del concepto antes señalada; no obstante se advierte un núcleo de trabajos que destacan un mismo tipo de información<sup>16</sup> relevante para construir un indicador del fenómeno. Esta abarca un conjunto de dimensiones que se entiende, manifiestan la dotación de Capital Social de un hogar o individuo en particular, y van desde la cantidad de afiliaciones comunitarias (número de asociaciones o grupos en los que el individuo o el hogar es miembro), pasando por medidas del grado de heterogeneidad de las redes (en términos del nivel socioeconómico de sus miembros, etc.), hasta el grado apertura, participación y democracia en la toma de decisiones al interior de los grupos de pertenencia.

Las Encuestas de Hogares no contienen información sustantiva sobre el fenómeno tratado<sup>17</sup>, al menos en forma directa, con lo cual resulta inviable la construcción de un índice agregado de Capital Social a partir de las dimensiones anteriormente mencionadas. La alternativa adoptada fue la de captar (para los individuos de la submuestra de la Encuesta Continua de Hogares) una variable latente que recoja alguna medida de la dotación de redes y contactos del jefe del hogar (por entenderse que la capitalizan todos los individuos del hogar, especialmente los más jóvenes). Si se entiende al ingreso como la variable más idónea para representar los logros de la acumulación de activos del hogar, entonces el ingreso derivado del trabajo (del jefe del hogar) no explicado por la dotación de Capital Humano ni de Capital Físico es una aproximación razonable a la utilización del Capital Social.

Para ello se construyó un modelo explicativo de la determinación de los ingresos personales, definiendo y estimando variantes de los análisis de regresión propuestos por Mincer (1974). En este sentido, se parte del modelo tradicional del capital humano en que el (logaritmo del) ingreso salarial ( $w$ ) de un individuo “ $i$ ” se explica a partir de variables que especifican el Capital Humano (CH) del individuo (nivel educativo, medido por los años de educación o el nivel alcanzado, experiencia, etc.); se agrega la dotación de Capital Físico (CF) (*dummy* que discrimina a los ocupados patrones con

---

<sup>15</sup> Para la metodología, ver INE (1993).

<sup>16</sup> Véase, por ejemplo, Narayan y Pritchett (1997) o Grooteart, C. (1999).

<sup>17</sup> Las variables relevadas corresponden a los hogares, sus miembros y la vivienda, y refieren fundamentalmente al empleo, ingresos y situación socioeconómica.

personal a su cargo y cuentapropista con inversión), un vector de las demás variables de control que influyen sobre la formación del salario ( $Z$ ), y una perturbación aleatoria.

$$\text{Log } w_i = \beta_0 + \beta'_H \cdot CH_i + \beta'_F \cdot CF_i + \beta'_Z \cdot Z_i + \varepsilon_i \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, n$$

El vector  $Z$  incluye determinantes que afectan la retribución salarial además de la educación, la experiencia, y los activos tangibles, como el sexo, la región geográfica, y la rama de actividad, cuya significación se interpreta como un indicador de control de la existencia de características no competitivas en el mercado de trabajo.

De acuerdo a nuestra hipótesis, el residuo de la ecuación previa está explicado fundamentalmente por los efectos del grado de involucramiento del individuo en algún tipo de relaciones sociales, que en última instancia le reportan un mayor nivel de bienestar.

Se corrió la regresión por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para todos los jefes ocupados (la variable dependiente es el ingreso por hora del jefe del hogar) correspondientes a los hogares de los individuos de la submuestra de la Encuesta Continua de Hogares en el período 1994-95<sup>18</sup>. Los resultados más importantes fueron la validación en primera instancia de las hipótesis de Mincer en cuanto a que el Capital Humano de una persona está asociado al salario que recibe en el mercado. Dado el hecho de que trabajadores con mayor educación y más experientes perciben ingresos superiores y que los coeficientes son altamente significativos estadísticamente. Otro resultado esperable desde nuestro "enfoque de activos" es el de la asociación positiva del ingreso y el Capital Físico y la significación del coeficiente.

El sexo y lugar de residencia también afectan el ingreso percibido, por lo que los hombres residentes en Montevideo tienen mayores expectativas de ingreso. Para controlar por otras "imperfecciones" de mercado se agregaron variables *dummies* para la rama de actividad de ocupación del individuo (dos dígitos de agregación), que en parte pueden estar recogiendo efectos del grado de sindicalización sobre los ingresos derivados del trabajo.

De acuerdo a nuestra hipótesis el indicador de Capital Social debería estar correlacionado positivamente con el exponencial del residuo (para medirlo en términos de ingreso) de la regresión ajustada. Por lo tanto se entiende que esta variable mide la disponibilidad diferencial de Capital Social para los hogares de la muestra.

En el anexo B se presenta un resumen del nivel de asociación entre la medida del indicador y un conjunto de variables. Así el Capital Social se encuentra correlacionado positivamente con el clima educativo y el ingreso del hogar. Este resultado es fundamentado en la literatura sobre el tema<sup>19</sup>. Otro resultado es el mayor nivel del indicador para los hogares completos, es decir aquellos que tienen jefe y cónyuge, y para los hogares con jóvenes que asisten a mayores niveles de educación.

---

<sup>18</sup> La estimación por MCO arrojó un resultado que permite rechazar la hipótesis de residuos homocedásticos, por lo que se ajustó una nueva regresión por mínimos cuadrados ponderados (MCP) utilizando como ponderador la educación del jefe. Los resultados no se modificaron sustancialmente y no se corrigió significativamente el problema de la heterocedasticidad, razón por la cual se optó por la aproximación mediante MCO. Los resultados están disponibles para las personas interesadas.

<sup>19</sup> En Katzman (1999) se señala que el clima educativo es la variable que mejor discrimina el desempeño educativo de los hijos del hogar (rezago y abandono).

Otro resultado obtenido es el mayor valor del indicador para los hogares con jefes gerentes, administradores, directivos, profesionales, técnicos, comerciantes y vendedores; este resultado se explica por el mayor nivel de contactos y vínculos interpersonales generados por ocupaciones de esta naturaleza (Anexo B.3).

Estos resultados se agregan a los ya encontrados en una investigación en curso sobre Capital Social en la que se obtiene una correlación positiva del residuo de Mincer con el tamaño de la empresa (en número de personas ocupadas) en la que trabaja el individuo (Anexo B.4) *proxi* del tamaño de la red (o contactos) relacionada con el lugar de trabajo. El análisis de la varianza de este residuo arrojó una mayor homogeneidad intra - hogar lo que estaría indicando que los recursos captados por una persona en sus redes extra - familiares son capitalizados por los restantes integrantes del núcleo familiar (Anexo B.5). Finalmente se muestra la correlación con el tiempo de residencia (Anexo B.6) que arroja un signo positivo esperado, en la medida que la permanencia residencial estaría asociada a una mayor asimilación de las redes locales o barriales, y una mayor movilidad a una descapitalización en términos de redes sociales<sup>20</sup>.

La estrategia de utilizar los residuos de un modelo para dar cuenta de una variable de difícil medición (o, directamente no observable) es un recurso ampliamente utilizado por la ciencia económica, por ejemplo, en la literatura sobre progreso técnico. Sin embargo, como se ha probado en el desarrollo de esta literatura, esta estrategia no está exenta de limitaciones (aplicables naturalmente a nuestro caso).

En particular, los residuos recogen los problemas de medición de la variable dependiente (el ingreso por hora de los ocupados) y de las variables explicativas (concretamente, el caso del capital humano en las funciones de producción utilizadas para el cálculo residual del progreso técnico). Distintos estudios han concluido que los datos relevados en general por las encuestas de hogares (y específicamente en el caso uruguayo) tienden a subestimar los ingresos más elevados, o de ciertas categorías de ocupación<sup>21</sup>.

Para el propósito de medir la influencia de la variable “Capital Social”, si el sesgo en la declaración de los ingresos está asociado a una variable no incluida en la ecuación (por ejemplo, en relación a las rentas de capital una variable clave corresponde al monto del capital invertido por el hogar, que no se dispone) ello en parte se compensa.

Otro elemento relevante corresponde a la definición precisa de capital social. En la literatura se distingue el conjunto de “activos” de capital social que dispone el individuo asociados a su entorno (a su barrio, a la ciudad, etc.) de los que son específicos del hogar. En ese sentido, R. Kaztman y otros (1999) han puesto de

---

<sup>20</sup> Maurice Schiff a estudiado la dinámica del Capital Social respecto a la movilidad territorial de la fuerza de trabajo y ha aportado interesantes resultados de los efectos que los procesos de integración económica y las corrientes migratorias sobre los niveles de Capital Social y en última instancia sobre el bienestar económico de las sociedades involucradas. Los procesos de movilidad territorial producen externalidades en general perversas sobre los redes de confianza y cooperación, lo que determina que la optimalidad de la libre movilidad de factores, resultado de la teoría internacional del comercio, se vea alterada con la presencia de Capital Social (M. Schiff 1992 y 1998).

<sup>21</sup> Véase xxx, donde se concluye que extrapolando las estimaciones de la Encuesta Continua de Hogares se obtienen datos consistentes con otras investigaciones más precisas (como la Encuesta de Gastos e Ingresos de los Hogares) para las remuneraciones por el trabajo asalariado, de jubilaciones, etc.

manifiesto la importancia del “vecindario”, como generador (o no) de oportunidades de trabajo, y en general como potenciador de redes para la mejora del bienestar del hogar. En nuestro caso, no hemos incluido este tipo de variables, por lo que la variable residual debería comprender “ambos” tipos de capital social.

Finalmente, más allá de estas consideraciones, debe observarse que se obtuvieron correlaciones significativas y con los signos esperados entre el residuo y otras variables que en la literatura se presentan como correlacionadas con el capital social. De esta forma, pese a las limitaciones de la variable construida, es posible concluir que el residuo está recogiendo el efecto del capital social “utilizado” por el individuo y, por extensión, por los hogares.

### **3.2. Modelo de demanda de educación terciaria**

Como el objetivo correspondía a la explicación del acceso a la educación terciaria, se comenzó por excluir los jóvenes que, en el tramo de edad seleccionado, no habían finalizado la educación media y continuaban estudiando. Estos jóvenes pueden, una vez finalizado el segundo ciclo de educación, continuar estudios terciarios, si bien partirían con un rezago importante en sus eventuales estudios terciarios.

Planteado así el problema, se comenzó caracterizando a la variable explicada de acuerdo a las siguientes opciones:

- no terminar estudios secundarios.
- terminar secundaria y no continuar estudios.
- terminar secundaria y continuar estudios terciarios no universitarios.
- terminar secundaria y continuar estudios universitarios.

Básicamente se plantearon dos inconvenientes para discriminar los jóvenes que optaron por los estudios terciarios no universitarios. Por un lado, la pequeña cantidad de casos observados con esta opción en las encuestas de hogares. Y, por otro lado, la imposibilidad de disponer de información en la Encuesta de Hogares que seguramente posibilitaría una mayor discriminación de esta categoría. Por lo tanto, la decisión a tomar consistía en disminuir el rango de elección a tres opciones, uniendo la segunda opción a aquella elección “más parecida” en términos de los factores explicativos. El análisis de la información contenida en las encuestas de hogares mostró una mayor similitud entre los que optaron por la tercera categoría y los que optaron por la segunda. Así llegamos a la definición final de la variable explicada:

- Opción 0 = no terminar estudios secundarios.
- Opción 1 = terminar secundaria y no continuar estudios, o continuar estudios terciarios no universitarios.
- Opción 2 = terminar secundaria y continuar estudios universitarios.

Cabe mencionar especialmente como se construyó la variable explicada a partir de la Encuesta Continua de Hogares del Instituto Nacional de Estadística. Se seleccionaron los hogares que en 1994-1995 tenían un integrante de 20 o 21 años que no fuera ni el jefe ni el cónyuge. Esta última limitación se impuso dado que un conjunto de variables relevantes en el comportamiento educacional de los jóvenes corresponde al

ingreso del hogar de origen, que para jóvenes emancipados no se releva en la Encuesta de Hogares. Obsérvese, adicionalmente, que los jóvenes no son necesariamente hijos del jefe y/o del cónyuge.

La fundamentación del tramo de edad seleccionado es la siguiente. Por un lado, se observa un porcentaje importante de jóvenes mayores de 21 años que continúan cursando estudios universitarios, en algunos casos por la extensión de las carreras, en otros por extra-edad en estos estudios. La ampliación del tramo de edad considerado hubiera “sesgado” la muestra, ya que es menos probable encontrar jóvenes mayores a los 21 años que permanezcan en su hogar de origen.

Para determinar su opción se observó el máximo nivel educativo alcanzado. Si se reportaba estudios universitarios, ya sea que el joven estuviera asistiendo, hubiera finalizado o hubiera abandonado sin finalizar, se clasificaba como opción 2. De esta manera, no se está observando estrictamente la matrícula corriente universitaria, sino la proporción de los jóvenes de 20 y 21 años que realizan o realizaron estudios universitarios. Análogamente se procedió con las restantes opciones.

Finalmente, de un total de 3.942 jóvenes en el tramo de edad seleccionado que se relevaron en la Encuesta de Hogares, el modelo fue corrido para 3.000 de ellos. Prácticamente la mitad de los excluidos (437) corresponden a jóvenes que continúan estudiando en el ciclo medio de enseñanza. Si se considera que estos últimos se comportan como los restantes una vez que finalizan (o abandonan) los estudios medios, (lo que es una hipótesis muy fuerte, si se tiene en cuenta su extra-edad), las conclusiones de los modelos estimados podrían extrapolarse a casi el 90% de los jóvenes del tramo de edad correspondiente.

Respecto a las variables explicativas, se tiene por un lado las variables usualmente señaladas por la literatura como las determinantes de la demanda de servicios educativos (o sea los argumentos de las funciones de utilidad implícitas en la elección), discutidas en el capítulo 3, y por otro el conjunto de información disponible en la Encuesta Continua de Hogares, que si bien es un sistema de datos que favorece en representatividad, adolece de información profunda sobre el objeto de estudio. A partir del marco teórico y de las restricciones de información se llegó a la inclusión de las siguientes variables: sexo del joven, educación del jefe y del cónyuge, edad del jefe (y el cuadrado de la edad), una variable *dummy* de la existencia de capital físico en el hogar y la variable de capital social calculada como residuo de la ecuación de Mincer.

Partiendo de una metodología general-a-específico, se comenzó modelizando el acceso a la educación terciaria con un logit multinomial, sin restricciones, con las tres opciones posibles para los jóvenes de 20 a 21 años: no terminar la enseñanza media (y no estudiar); habiendo finalizado la educación media, no continuar estudios universitarios, o realizar otros terciarios; y realizar estudios universitarios.

Considerando que la utilidad podía ser creciente en las opciones anteriores, se estimó también un logit multinomial ordenado, que dio como resultado que no se discriminaba la opción “1” (no continuar estudios). Es decir, si la utilidad fuera efectivamente creciente con las opciones, los datos indicaban que no era posible distinguir la opción intermedia.

Finalmente, a efectos de analizar un modelo más parsimonioso, se corrieron dos variantes de modelos binarios (o dicotómicos): terminar o no la educación media, y realizar o no estudios terciarios. La conclusión, como se plantea más adelante, es que no es posible reducir el modelo a una opción binaria sin una pérdida importante de su poder explicativo.

En el modelo multinomial, luego de varias pruebas de significación conjunta mediante el *test* de razón de verosimilitud se llegó a que las variables relevantes en la decisión son las siguientes: sexo, educación del jefe, educación del cónyuge, edad del jefe, el cuadrado de la edad del jefe, ingreso, *dummy* sobre la existencia de cónyuge, *dummies* departamentales (se excluye Treinta y Tres por razones de identificación), *dummy* Capital; el producto entre sexo y las variables Paysandú, Canelones, edad y educación del jefe, educación del cónyuge; el producto entre ingreso y las variables edad y educación del jefe, y educación del cónyuge. La definición operativa de las variables se encuentra disponible a solicitud de las personas interesadas.

Para las variables anteriormente definidas se corrieron modelos logit binarios y multinomiales generales y ordenados. A continuación se presenta un cuadro con la significación de las variables.

Cuadro 3.1 – Parámetros estimados – Modelo de decisión de estudios Terciarios. Signo y significación de los parámetros estimados 1/

	BINOMIAL		MULTINOMIAL		
	Educ. Media Si – No	Educ. Terciaria Si – No	ORDE- NADO	NO ORDENADO	
				Termina Educ. Media	Asiste Universidad
SEXO	- ***	- ***	- ***	- ***	- ***
EDUCJEFE	+ ***	+ ***	+ ***	+ ***	+ ***
EDUCONY	+ ***	+ ***	+ ***	+ ***	+ ***
EDADJEFE	+ ***	+	+ **	+ ***	+
EDADJEFE <sup>2</sup>	-	+	-	- ***	+
INGRESO	+ ***	+ ***	+ ***	+ ***	+ ***
KFISICO	+ ***	+ ***	+ ***	+	+ ***
KSOCIAL	+	+ **	+ ***	-	+ ***

1/ Se indica el signo del coeficiente para cada una de las variables: (+) positivo y (-) negativo. Significación: \*\*\* : al 1%; \*\*: entre 1 y 5%; \*: entre 5 y 10%.

En términos generales, se observan resultados similares a otros estudios. El ingreso per cápita del hogar resulta una variable significativa en el conjunto de las regresiones efectuadas, con el signo esperado. De la misma forma, el clima educativo del hogar (la educación del jefe y de su cónyuge) también resultan altamente significativas. Obsérvese que dada la presencia en los modelos de la variable ingreso, la educación de los “padres” debería recoger el efecto diferencial.

La edad del jefe, que intenta captar eventuales efectos de “ciclo de vida” en las decisiones de educación, presentó un comportamiento ambiguo, con un bajo nivel de significación para la mayoría de los modelos corridos. La definición de la edad de los

jóvenes que toman la decisión (de 20 y 21 años), que no son jefes ni cónyuges, probablemente incida en una varianza reducida para esta variable.

Finalmente, las dos variables relacionadas con los tipos de capital del hogar (físico y social) resultan significativas para explicar la decisión de realizar estudios universitarios.

En cuanto al valor explicativo de los modelos estimados, el logit binomial correspondiente a la finalización de estudios de enseñanza media presenta un ajuste razonable para la opción de no finalizar estos estudios (85% de los casos son clasificados correctamente). Sin embargo, cuando se modeliza la asistencia a la universidad, el modelo binomial no resuelve satisfactoriamente esta opción. Sólo un 49% de los jóvenes que realizan o realizaron estudios universitarios son clasificados por el modelo en esta opción.

Por su parte, en el ajuste correspondiente al logit multinomial ordenado, el resultado es muy pobre en cuanto a discriminar la opción “1” de finalizar la educación media y no asistir a la universidad, o asistir a otros terciarios. El modelo no reconoce esta categoría, tendiendo a clasificarla como “no terminó enseñanza media”. Para este modelo, la opción de asistir a la universidad es ajustada correctamente para un 58% de los casos.

El ajuste mejora sensiblemente con el modelo multinomial sin restricciones, aún cuando continúa siendo insatisfactorio en relación a la categoría “1”. En el modelo multinomial general, el 92% de los jóvenes que pertenecen a la categoría “0” son correctamente “pronosticados” por el modelo, así como un 59% de los pertenecientes a la categoría “2” (asistencia a la Universidad). El ajuste del modelo se reproduce a continuación.

Cuadro 3.2 - Ajuste del modelo multinomial de asistencia universitaria.  
Frecuencias de los valores observados y ajustados.

Observados	Ajustados			
	No termina Ed. Media	Termina y no asiste Univ.	Asiste Univ.	Total
No termina Ed. Media	1666	34	113	1813
Termina y no asiste Univ.	402	52	101	555
Asiste Univ.	236	23	373	632
Total	2304	109	587	3000

Nota: Los valores ajustados son los que tienen la máxima probabilidad.

El ajuste medido a través del Likelihood Ratio Index (LRI) se presenta a continuación.

Cuadro 3.3 – Ajuste de los modelos. Likelihood Ratio Index.

Binomial		Multinomial		
Educ. Media	Educ. Terciaria	Ordenado	No Ordenado	
			con Capital Social	sin Capital Social
0.23	0.29	0.20	0.23	0.22

Resulta relevante considerar la variable construida en el presente trabajo de capital social. Si bien por su construcción el indicador puede recoger otros efectos, además del capital social, como se ha controlado por la educación, experiencia, rama de actividad, etc., cabe pensar que eventuales incidencias del capital social deberían estar incluidas en esta variable residual.

La variable resultó con el signo esperado para el modelo final (el multinomial no ordenado) en el caso de la opción por la educación universitaria, y con el signo esperado. Respecto a su poder explicativo, prácticamente no se modifican los valores ajustados con el modelo cuando se excluye esta variable. De todas maneras, el “p-valor” de la prueba razón de verosimilitud de significación de esta variable es de 0,0012. Es decir, significativa al 1%.

En el cuadro siguiente se presentan los efectos marginales de las variables. Estos fueron calculados considerando las variables directamente y los cruces efectuados entre ellas.

Cuadro 3.4 – Efectos marginales en el modelo multinomial general.

SEXO 1/	-0,21870876
EDUCJEFE	0,03574543
EDUCONY	0,03316991
INGRESO	0,02905186
KFISICO 2/	0,09461804
KSOCIAL	0,02658472

1/ 0=Mujer; 1=Hombre  
2/ 0=El hogar no tiene; 1=Sí tiene

Finalmente, se realizó un análisis de la importancia de las *dummies* departamentales. Como se recordará, la inclusión de estas variables intentaba recoger el efecto neto del conjunto de factores asociados directamente con la localización geográfica sobre las decisiones de los jóvenes.

La concentración geográfica de los locales universitarios (Montevideo y Salto), y en menor medida de los restantes centros de educación terciaria (en la mayoría de las capitales departamentales), hace plausible la hipótesis de que las *dummies* departamentales recojan fundamentalmente este factor omitido. De esta manera se esperaría, por ejemplo, un efecto negativo sobre la probabilidad de asistencia a la educación universitaria de los jóvenes de los departamentos más alejados de Montevideo. Los resultados empíricos no son tan contundentes en ese sentido<sup>22</sup>. Por un lado, si bien se rechaza la no significación de las *dummies* en conjunto, un subconjunto de ellas no son estadísticamente significativas.

El signo de sus efectos también arroja dudas sobre nuestra hipótesis. Por ejemplo, si bien el efecto positivo de residir en Montevideo o Salto sobre la asistencia a la Universidad es esperable, el efecto negativo de residir en Canelones no lo es tanto.

<sup>22</sup> Las pruebas estadísticas se hacen para el logit multinomial.

### 2.3. Simulación de cambios en la oferta

Finalmente, se realizó una simulación para evaluar el impacto que tendría en el acceso universitario la “creación” de un centro universitario en el interior del país. Es decir, se intentó analizar la incidencia que actualmente presentan las restricciones “de oferta”. En ese sentido, para el modelo dicotómico (No Asiste a la Universidad, y Asiste a la Universidad) se incluyó una variable  $y$  que representa la distancia desde cada localidad capital departamental a Montevideo, reestimando el modelo logit binario, lo que permitió realizar los cálculos de la probabilidad de asistir o no a la Universidad para los jóvenes de 20 y 21 de acuerdo al departamento de residencia.

Luego se volvieron a calcular las probabilidades suponiendo que se inauguraba un centro universitario en la localidad de Tacuarembó, lo que modificaba las distancias al centro universitario más próximo (respecto de la situación actual) para 6 departamentos: Artigas, Cerro Largo, Paysandú, Rivera, Salto y, por supuesto, Tacuarembó. En el cuadro siguiente se presentan las probabilidades resultantes.

La mayor ganancia en términos de probabilidad se produce para Salto, cuya probabilidad pasa de 0,13 a 0,19. Es necesario mencionar que en la situación actual Salto es el departamento del Interior con una mayor proporción de jóvenes que cursan estudios universitarios. Evidentemente a ello debe contribuir el hecho de que ya se dispone de cursos de algunas carreras que se dictan actualmente en dicha localidad. De todas maneras, ya que el centro universitario que funciona en Salto no contempla la totalidad de las carreras, se decidió que la variable distancia, en la estimación del modelo, se realizara solamente en relación a Montevideo, aunque se incluyó una *dummy* para el departamento para recoger este efecto.

Cuadro 3.5 – Probabilidad de asistencia a la Universidad de acuerdo a departamento de residencia, de acuerdo a las condiciones actuales, y en el supuesto que se dispusiera de un centro universitario en Tacuarembó.

	CASO ACTUAL		CON ESTABLECIMIENTO EN TACUAREMBÓ	
	Prob. No Asist. Univ.	Prob. Asist. Univ.	Prob. No Asist. Univ.	Prob. Asist. Univ.
Montevideo	0,79	0,21	0,79	0,21
<b>Artigas</b>	<b>0,97</b>	<b>0,03</b>	<b>0,95</b>	<b>0,05</b>
Canelones	0,92	0,08	0,92	0,08
<b>Cerro Largo</b>	<b>0,96</b>	<b>0,04</b>	<b>0,94</b>	<b>0,06</b>
Colonia	0,95	0,05	0,95	0,05
Durazno	0,94	0,06	0,94	0,06
Flores	0,90	0,10	0,90	0,10
Florida	0,90	0,10	0,90	0,10
Lavalleja	0,90	0,10	0,90	0,10
Maldonado	0,89	0,11	0,89	0,11
<b>Paysandú</b>	<b>0,93</b>	<b>0,07</b>	<b>0,91</b>	<b>0,09</b>
Río Negro	0,96	0,04	0,96	0,04
<b>Rivera</b>	<b>0,97</b>	<b>0,03</b>	<b>0,94</b>	<b>0,06</b>
Rocha	0,95	0,05	0,95	0,05
<b>Salto</b>	<b>0,87</b>	<b>0,13</b>	<b>0,81</b>	<b>0,19</b>
San José	0,93	0,07	0,93	0,07
Soriano	0,95	0,05	0,95	0,05
<b>Tacuarembó</b>	<b>0,96</b>	<b>0,04</b>	<b>0,92</b>	<b>0,08</b>
Treinta y Tres	0,94	0,06	0,94	0,06

### 3. CONCLUSIONES

Uruguay presenta un nivel educativo alto, en la comparación internacional. Sin embargo, la alta cobertura se registra en el ciclo educativo obligatorio (de 9 años de educación) mientras que una proporción reducida de su población ha alcanzado estudios terciarios, tanto si se compara a nivel regional (con Argentina, Chile y aún Brasil) como con los países desarrollados.

La literatura ha abordado la demanda (o el acceso) a la educación terciaria a partir de los desarrollos de Gary Becker de capital humano. Los recientes desarrollos de la teoría del capital social han puesto la atención sobre la importancia de estas variables sobre las decisiones relevantes de las familias, entre las que cabe citar la educación de los jóvenes.

En el presente estudio se construyó un Indicador de Capital Social como el residuo de una ecuación a la Mincer de los ingresos de los jefes de hogar. Pese a que por su construcción el indicador puede recoger otros efectos, se ha controlado por la educación, experiencia, rama de actividad (para recoger eventuales efectos diferenciales de sindicalización), región geográfica, sexo, etc.. El indicador construido correlaciona adecuadamente con las variables disponibles en encuestas de hogares que usualmente se relacionan en la literatura con el capital social.

En segundo término, se estimaron distintos modelos de variable cualitativa dependiente para las opciones educativas de los jóvenes de 20 y 21 años en zonas urbanas de Uruguay. Las variables relevantes, al igual que en la literatura considerada, correspondieron al ingreso, el clima educativo y el capital de los hogares (tanto “físico” como social). De hecho, es posible concluir que si bien el indicador de capital social propuesto en este trabajo corresponde a una variable altamente significativa, no modifica sustantivamente el poder explicativo de las variables previas.

#### 4. BIBLIOGRAFÍA

Attanasio, O. y Székely, M. “La pobreza en América Latina. Análisis basado en los activos”. El Trimestre Económico, Volumen LXVI (3), nro. 263, México, julio-setiembre.

Becker, G. S. (1967). “Human Capital and the Personal Distribution of Income”. W. S. Woitinsky Lecture, University of Michigan.

- (1981). “A Treatise on the Family”. Harvard University Press.

- y Lewis, H. G. (1973). “On the Interaction between the Quantity and Quality of Children”. Journal of Political Economy, 81, supplement.

Bourdieu, P. (1985). “The Forms of Capital”. En handbook of Theory and Research for the Sociology of Education, N.Y., Greenwood.

Bucheli, M. y Casacuberta C. (1999). “Asistencia escolar y participación en el mercado de trabajo de los adolescentes en Uruguay”. El Trimestre Económico, en edición.

Clements, B. (1999). “The Efficiency of Education Expenditure in Portugal”. IMF Working Paper, WP/99/179, Washington, diciembre.

Coleman, James (1990). “Foundations of Social Theory”. Belknap Press, Cambridge, Mass.

Durston, John. “¿Qué es el Capital Social Comunitario?”. CEPAL, Serie Políticas Sociales. Santiago de Chile, julio de 2000.

Dustmann, C., Rajah, N. y van Soest, A. (1996). “Part-Time Work, School Success and School Leaving”. University College London, Department of Economics.

Eckstein, Z. y Wolpin, K. I. (1999). “Why Youths Drop Out of High School: The Impact of Preferences, Opportunities, and Abilities”. Econometrica, Vol. 67, No. 6, Noviembre.

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

Granovetter, M. D. (1974). “Getting a job”, Harvard University Press, Cambridge.

Grootaert, C. (1999). “Social Capital, house welfare, and poverty in Indonesia”. The World Bank, Washington, julio.

Greene, W. H. (1993). “Econometric Analysis”. Macmillan.

Instituto Nacional de Estadística - INE (1993). “Metodología y Diseño Muestral de la Encuesta Continua de Hogares”. Montevideo, noviembre.

A. Fernández y M. Perera – “Acceso a la educación terciaria”

- (1996). “Encuesta de Gastos e Ingresos de los Hogares. 1994-1995.”  
Montevideo, noviembre.

- (1999). “Anuario Estadístico”. [www.ine.gub.uy](http://www.ine.gub.uy)

Kaztman, Ruben (1999). “Activos y estructuras de oportunidades: estudios sobre las raíces de la vulnerabilidad social en Uruguay”. CEPAL –Oficina de Montevideo- y PNUD-Uruguay-, Montevideo, julio.

Maddala, G. S. (1983). “Limited-dependent and qualitative variables in econometrics”. Cambridge University Press.

Mincer, J. (1974). “Schooling, Experience and Earnings”. National Bureau of Economic Research.

Ministerio de Economía y Obras y Servicios Públicos (1998). “El Impacto Distributivo del Gasto Público en Educación en Mendoza.”, Capítulo 5. Secretaría de Programación Económica y Regional, Ministerio de Economía y Obras y Servicios Públicos, República Argentina, Buenos Aires, octubre.

Moser, Caroline (1996). “Confronting Crisis: A comparative Study of Households Responses to Poverty and Vulnerability in Four Urban Communities”. Environmentally sustainable Development Studies and Monographs Series N° 8, The World Bank, Washington D. C., mayo.

Narayan, D. y Pritchett, L. (1997). “Cents and Sociability. Household income and social capital in rural Tanzania”. The World Bank.

National Center of Education Statistics – NCES (1999). S/T. Capítulo 2 y Apéndice A. EE.UU., julio.

North, Duglass (1990). “Institutions, Institutional Changes and Economic Performance”. Cambridge University Press, Cambridge, MA, USA.

Oficina del Censo (1999). “Resultados preliminares del V Censo Estudiantil de la Universidad de la República y examen de las tendencias intercensales”. Informe de avance No. 2. Dirección General de Planeamiento. Facultad de Ciencias Económicas y de Administración. Facultad de Ciencias Sociales, Montevideo, noviembre.

Organisation for Economic Co-operation and Development - OECD (2000). “Investing in Education - Analysis of the 1999 World Education Indicators”.

Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico - OCDE (1999). “Education at a glance, OECD Indicators”.

Portes, Alejandro (1998). “Social Capital: its Origins and Application in Modern Sociology”. Annual Review of Sociology 24:1, pp. 1-24.

A. Fernández y M. Perera – “Acceso a la educación terciaria”

Putnam, Robert (1993). “Making Democracy Work: Civic traditions in modern Italy”. Princeton University Press. Ranasinghe, A. y Hartog, Joop. “Investment in Post-Compulsory Education in Sri Lanka”. University of Amsterdam.

Schiff, Maurice. “Social Capital, Labor Mobility, and Welfare: The impact of Uniting States”. Rationality and Society , 1992.

Schiff, Maurice. “Trade, Migration and Welfare: The impact of Social Capital”. The World Bank, noviembre 1998.

Torello, Mariella (1997). “La inversión en capital humano en Uruguay. Estimación de un Índice de Capital Humano”. Trabajo presentado a las Jornadas del Banco Central del Uruguay, Montevideo, noviembre.

## ANEXO A – PROPIEDADES DE LOS MODELOS DE VARIABLE CUALITATIVA UTILIZADOS

El modelo logit multinomial<sup>23</sup> puede ser visto como un caso especial de un modelo general de maximización de utilidad. Se asume que cada individuo tiene preferencias definidas sobre un conjunto de alternativas: “no terminar secundaria” (opción 0), “terminar y no continuar, o realizar otros estudios terciarios” (opción 1), “terminar y continuar estudios universitarios” (opción 2). Estas preferencias dependerán de un conjunto de variables que reflejan características del individuo y los atributos de las alternativas, y que denominamos  $X_{ji}$  donde “j” refiere a la alternativa u opción, e “i” al individuo considerado.

Si se define como  $U_{ji}$  la utilidad que le reporta al individuo “i” genérico la elección de la alternativa “j”, tendremos:

$$[A.1] \quad U_{ji} = f(X_{ji})$$

Como es usual en estos modelos, se supondrá que la forma funcional  $f()$  es:

$$[A.2] \quad U_{ji} = \beta_j \cdot X_{ji} + \varepsilon_{ji} \quad \text{para } j = 0, 1, 2, \dots, J \quad \text{e } i = 1, 2, \dots, n$$

donde:

$\beta_j$  corresponde al vector de parámetros relacionados con la opción “j” y  
 $\varepsilon_{ji}$  son perturbaciones aleatorias que, en este enfoque, se asumen como independientes e idénticamente distribuidas.

Para un nivel dado del vector de variables explicativas, el individuo “i” elige la alternativa  $j^*$  si:

$$[A.3] \quad U_{j^*i} > U_{ji} \quad \text{para todo } j \neq j^*.$$

En nuestro modelo, las variables  $X_{ji}$  incluyen las características relevantes del individuo “i”: el ingreso y el clima educativo del hogar, el sexo del individuo, etc..

Denominaremos como “k” ( $k = 1, 2, \dots, K$ ) a estas características, que corresponden a los componentes del vector de variables  $X_{ji}$ .

$$[A.4] \quad X_i = [X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ik}, \dots, X_{iK}] \quad \text{para todo } i$$

donde el subíndice “k” refiere a las características de cada individuo “i”.

---

<sup>23</sup> Como introducción, puede verse Greene (1993), o la referencia clásica de Maddala (1983).

Para la especificación definida, corresponde considerar el modelo logit multinomial, donde las variables explicativas discriminan entre los individuos pero no entre las alternativas. El problema de optimización del tomador de la decisión puede plantearse como elegir la alternativa  $j^*$  que le maximiza la utilidad. La probabilidad de optar por esta alternativa es la siguiente <sup>24</sup>:

$$[A.5] \quad \text{Prob}(j^*) = \frac{\exp(\mathbf{b}'_{j^*} \cdot X_i)}{\sum_j \exp(\mathbf{b}'_j \cdot X_i)}; \quad j^* = 1, 2, \dots, J$$

Este tipo de modelización econométrica es una generalización de los modelos logit binarios o dicotómicos, de amplia utilización para explicar comportamientos individuales, en la medida que deja abierta la posibilidad de que el conjunto de factores explicativos (características de los individuos) discrimine entre más de dos elecciones excluyentes, si las hay.

Se parte de la premisa de que el problema planteado por los potenciales demandantes de educación superior no es simplemente "ingresar o no ingresar a la universidad", sino que en la estructura de oportunidades también está presente la alternativa de continuar otros estudios terciarios (como magisterio, profesorado, servicio militar, etc.), la no continuación de estudios de tipo terciarios una vez completado el ciclo de educación secundaria, e incluso el abandono de los estudios en el ciclo de educación medio.

Como una variante del modelo anterior, puede pensarse en un “orden” de las alternativas, de manera que sea posible “rankearlas”, lo que da lugar al modelo logit multinomial ordenado.

La utilidad de cada opción se supone continua y tramificada, pero inobservable, si bien un conjunto de indicadores observables reflejan si esta variable cae dentro de ciertos rangos mutuamente excluyentes.

$$[A.6] \quad U_{ji} = \beta' \cdot X_{ji} + \varepsilon_{ji} \quad \text{para } j = 0, 1, 2, \dots, J$$

Lo que observamos es la variable discreta sobre la asistencia o no a diferentes niveles de educación, por lo tanto la probabilidad de que una persona opte por una *opción* está directamente relacionada a la probabilidad de que la función de utilidad se encuentre en determinados tramos; es decir, la elección tiene una naturaleza ordinal. Así, por ejemplo, si tenemos tres *opciones* (1, 2 y 3), la probabilidad de cada una es:

$$[A.7.1] \quad \text{Prob}_i(j=0) = \text{Prob}(U_{ji} < \gamma_1)$$

$$[A.7.2] \quad \text{Prob}_i(j=1) = \text{Prob}(\gamma_1 < U_{ji} < \gamma_2)$$

$$[A.7.3] \quad \text{Prob}_i(j=2) = \text{Prob}(\gamma_2 < U_{ji} < \gamma_3)$$

---

<sup>24</sup> Obsérvese que la probabilidad se calcula para J alternativas (y no J+1) ya que una de ellas surge como complemento de las restantes.

Los parámetros a estimar en este modelo son los  $\beta$  y  $\gamma$ ; éstos últimos se conocen como *thresholds* y son los valores que mapean a  $U_j$ .

El cálculo de estas probabilidades dependerá del supuesto sobre la distribución de las innovaciones. El supuesto de distribución normal dará lugar a un modelo probit y el de una distribución logística, a un modelo logit, si bien de acuerdo a Greene (1993) esta es una modificación trivial y no hace diferencia en la práctica.

**ANEXO B – CORRELACIÓN DE LA VARIABLE RESIDUAL CON DISTINTAS PROXIES DE CAPITAL SOCIAL**

CUADRO B.1 – Variable Capital Social. Correlación de Pearson con las principales variables consideradas a nivel del hogar. 2160 casos.

		KSOCIAL	EDUCJEFE	EDUCONY	INGRESO
KSOCIAL		.	0,041	0.086(**)	0.438(**)
	P-valor	.	0,054	0,000	0,000
EDUCJEFE		0,041	.	0.404(**)	0.480(**)
	P-valor	0,054	.	0,000	0,000
EDUCONY		0.086(**)	0.404(**)	.	0.324(**)
	P-valor	0,000	0,000	.	0,000
INGRESO		0.438(**)	0.480(**)	0.324(**)	.
	P-valor	0,000	0,000	0,000	

\*\* La correlación es significativa al nivel de 0.01 (2 colas o “2-tailed”).

CUADRO B.2 – Variable Capital Social. Relación con otras variables del hogar. 2160 casos.

	Mínimo	Máximo	Media	Desviación estándar
<i>Región</i>				
Capital	0,10	11,53	1,21	0,93
Interior	0,10	7,85	1,19	0,79
<i>Compleitud del Hogar</i>				
Hogares completos	0,10	11,53	1,20	0,88
Hogares incompletos	0,10	7,85	1,19	0,79
<i>Asistencia</i>				
No terminó secundaria	0,12	10,30	1,12	0,76
Terminó y no asiste – Otros terciarios	0,24	6,64	1,17	0,73
Universidad	0,10	11,53	1,43	1,13

Cuadro B.3 – Variable capital social y ocupación del jefe de hogar. 2160 casos.

Ocupación		Estadísticos				
Cód	Descripción	Casos	Min.	Max.	Media	Std. Dev.
0	Profesionales, técnicos y ocupaciones afines	170	0,199	6,637	1,333	0,945
1	Gerentes, administradores y directivos	125	0,101	10,069	1,697	1,268
2	Empleados de oficina	215	0,231	3,549	1,228	0,667
3	Comerciantes, vendedores	277	0,127	7,847	1,306	0,970
4	Agricultores	149	0,304	5,925	1,177	0,869
5	Conductores de medios de transporte	158	0,260	10,302	1,204	1,079
6	Artesanos y operarios de vestimenta	425	0,096	11,531	1,188	0,929
7	Otros artesanos y operarios	125	0,278	4,810	1,122	0,701
8	Obreros y jornaleros no calificados	159	0,315	2,680	1,085	0,465
9	Trabajadores en servicios personales	357	0,122	4,409	0,968	0,548

Cuadro B.4 – Variable Capital Social y tamaño de la empresa en que trabaja la persona

	Media	Desviación estándar	P – valor Prueba diferencia de medias <sup>1</sup>
Establecimiento con <b>menos de 10 empleados</b>	-0.070	0.699	0.064
Establecimiento con <b>más de 10 empleados</b>	0.055	0.573	

1. La hipótesis nula es la igualdad de medias en ambos *clusters*

Cuadro B.5 – Descomposición de la varianza del residuo de Mincer. En porcentaje de la varianza total.

	Entre Hogar (%)	Intra hogar (%)
Total de los Hogares con activos	67.5	32.5
Hogares con más de un activo	57.1	42.9

Cuadro B.6 – Correlación del residuo de Mincer con el tiempo de residencia<sup>1</sup>.

Coefficiente de Pearson	Significación
0.18	0.019

1. En la encuesta se pregunta el tiempo de residencia, en años, en la localidad en la que actualmente reside.