



**UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA**  
**FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y DE**  
**ADMINISTRACIÓN**

TRABAJO MONOGRÁFICO PARA OBTENER EL TÍTULO DE  
LICENCIADO EN ECONOMÍA

---

**Asistencia al sistema educativo y participación laboral**  
**¿dos caras de una misma moneda?**

---

**Paola Maida Cazulo Venturini**

**Ana Victoria González Oribe**

**TUTORES: Ivone Perazzo y Paula Carrasco**

**Montevideo, Uruguay**

**2013**

## PÁGINA DE APROBACIÓN

El tribunal docente integrado por los abajo firmantes aprueba la Tesis de Investigación:

Título

.....  
.....

Autor

.....  
.....

Tutor

.....  
.....

Carrera

.....  
.....

Puntaje

.....  
.....

Tribunal

Profesor.....(Nombre y firma).

Profesor.....(Nombre y firma).

Profesor.....(Nombre y firma).

Fecha

## **AGRADECIMIENTOS**

En primer lugar, agradecer a nuestras tutoras, Ivone Perazzo y Paula Carrasco, por su apoyo y conducción en este proceso, y por sobre todo por su buena disposición para atender a todas nuestras consultas.

A Daniel Ciganda por su colaboración y aportes fundamentales para la realización del presente trabajo.

A los docentes consultados, cuyos aportes y sugerencias también los hace partícipes de este trabajo, no obstante los eximimos de toda responsabilidad.

Finalmente, a nuestras familias, amigos y compañeros de trabajo, por su apoyo y acompañamiento durante este proceso, sin el cual este trabajo no hubiera sido posible.

## RESUMEN

El principal objetivo de este trabajo consiste en analizar los determinantes de las decisiones de asistencia al sistema educativo y participación en el mercado de trabajo para los jóvenes uruguayos de 14 a 19 años, así como los posibles vínculos que existen entre ambas. Para tal fin, se trabajó con los datos provenientes de la Encuesta Nacional de Adolescencia y Juventud (ENAJ 2008), una encuesta que a pesar de que ha sido específicamente diseñada para el tratamiento de temas atinentes a la juventud, no ha sido suficientemente explotada. Con este estudio se pretende aportar a la comprensión del vínculo entre estas decisiones y sus determinantes.

La literatura sobre el tema señala que existe una interrelación entre ambas decisiones y que la simultaneidad de las mismas plantea la necesidad de estimarlas en forma conjunta. Por tal motivo, se optó por trabajar con una modelización probit bivariada que contemple el presunto vínculo existente entre ambas decisiones y permita analizar los factores que operan en la determinación de las mismas.

En líneas generales, los resultados del presente trabajo concuerdan con la evidencia existente a nivel nacional. Las estimaciones confirman la mayor asistencia y menor participación laboral de las mujeres respecto a los hombres. Se confirma la relevancia del clima educativo del hogar, representado por la educación de madres y padres, que repercute fuertemente en ambas decisiones. El desempeño académico del joven, representado por el rezago en su trayectoria educativa y el hecho de tener hijos a cargo también inciden disminuyendo la probabilidad de asistencia e incrementando la de participación. A su vez, variables de opinión de los jóvenes, como ser la creencia de que las principales dificultades para conseguir empleo refieren a problemas de calificación repercuten incrementando la asistencia y en desmedro de la participación.

**Palabras claves:** asistencia al sistema educativo, participación laboral, probit bivariado, jóvenes y adolescentes, Uruguay.

## Tabla de Contenido

AGRADECIMIENTOS.....	iii
RESUMEN .....	iv
Tabla de Contenido .....	v
1. INTRODUCCIÓN .....	1
2. MARCO TEÓRICO.....	4
2.1 Aportes desde la Teoría del Capital Humano.....	4
2.2 Decisiones familiares.....	12
2.3 Desvinculación del sistema educativo .....	14
4. ANTECEDENTES .....	20
4.1 Antecedentes Internacionales .....	20
4.2 Antecedentes Nacionales.....	24
4. OBJETIVOS Y PRINCIPALES HIPÓTESIS.....	31
5. ESTRATEGIA EMPÍRICA .....	33
5.1 Datos .....	33
5.2 Algunas consideraciones metodológicas .....	34
5.3 Metodología.....	36
6. RESULTADOS .....	47
6.1 Adolescentes y jóvenes uruguayos: Asistencia al sistema educativo y Participación laboral. ....	47
6.2 Resultados de la estimación del modelo.....	63
7. REFLEXIONES FINALES .....	96
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	100
ANEXOS .....	105

## **1. INTRODUCCIÓN**

El principal objetivo de este trabajo consiste en analizar los determinantes de las decisiones de asistencia al sistema educativo y participación en el mercado de trabajo para los jóvenes uruguayos de 14 a 19 años, así como los posibles vínculos existentes entre ambas.

El tema es relevante dado que en Uruguay, si bien la enseñanza Primaria cubre prácticamente a la totalidad de los niños en edad escolar; entre los 13 y 14 años comienza a darse un fuerte proceso de deserción del sistema educativo. Uruguay es el quinto país de América Latina con mayor tasa de abandono educativo temprano. Asimismo, el abandono se concentra en los quintiles más bajos de ingreso, generando brechas en el aprendizaje, que reflejan inequidades en el acceso al conocimiento y repercuten inevitablemente en los niveles de bienestar posteriores. Las menores calificaciones fundadas en el abandono temprano, limitan la inserción laboral de los jóvenes restringiéndolos a empleos de baja calidad, lo que dificulta la superación en los niveles de ingreso. Por tanto, los temas de retención escolar a nivel de la enseñanza media y los desempeños de los jóvenes en el sistema educativo preocupan y son objeto de debate público nacional desde hace un tiempo atrás.

Si bien las causas del abandono temprano del sistema educativo por parte de los jóvenes son complejas y no obedecen a un único factor, la inserción de los jóvenes en el mundo del trabajo es un determinante fundamental. En efecto, en 2008, 13.1% de jóvenes uruguayos de entre 14 a 19 años no concurren al sistema educativo al tiempo que participan del mercado de trabajo, mientras

que 12.1% logra compatibilizar ambas actividades, lo cual los coloca en situaciones de mayor exigencia respecto a aquellos que se dedican únicamente a estudiar. La sustitución entre asistencia e inserción laboral para jóvenes de temprana edad, se presenta como un problema con implicancias económicas y sociales. En líneas generales, no permite una acumulación suficiente de capital humano, lo cual constituye un recurso económico fundamental para la integración productiva del individuo y el acceso a empleos de calidad; limita el empoderamiento del joven, lo cual restringe a su vez su integración social; contribuye a acrecentar la brecha salarial, reproduciendo por tanto desigualdades.

Si bien existen antecedentes a nivel nacional sobre el tema, la fuente principal de información utilizada ha sido la Encuesta Continua de Hogares (ECH). El presente trabajo se propone explotar una base de datos que, a pesar de haber sido diseñada específicamente para el tratamiento de temas atinentes a la juventud, ha sido al momento poco explotada desde una perspectiva económica, la Encuesta Nacional de Adolescencia y Juventud (ENAJ) realizada en 2008. En efecto, el presente estudio pretende aportar a la evidencia nacional, analizando los determinantes y la relación existente entre la decisión de asistir y participar, a partir del uso de esta fuente de información. En particular, se utilizó una modelización probit bivariada que contempla el presunto vínculo existente entre ambas decisiones y permite analizar los factores que operan en la determinación de las mismas en forma eficiente.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En el siguiente capítulo se plantea el marco conceptual que sirve de apoyo al análisis de las decisiones en cuestión (Capítulo 2); siguiendo con la presentación de los principales

antecedentes de la literatura en el tema (Capítulo 3). A continuación se detallan los objetivos, las principales hipótesis que guían el trabajo, las fuentes de información utilizadas y la metodología aplicada (Capítulos 4 y 5). El capítulo de resultados contiene dos apartados, el primero dedicado a un análisis descriptivo de la situación de los jóvenes de 14 a 19 años en relación a las decisiones en cuestión; mientras que en el segundo se presentan los resultados econométricos obtenidos (Capítulo 6). Por último, se presentan algunas reflexiones finales (Capítulo 7).



## **2. MARCO TEÓRICO**

De acuerdo al tema planteado, el análisis de la decisión de asistir al sistema educativo y la decisión de participar del mercado de trabajo que enfrentan los jóvenes, parece fundamental comenzar por hacer referencia a la Teoría del Capital Humano (TKH). En este sentido, asistir o dejar de asistir al sistema educativo estaría guiado por una decisión racional individual vinculada fundamentalmente a la inserción en el mercado de trabajo. En segundo lugar, haremos referencia a la consideración de estos temas en el marco de modelos de decisiones colectivas, en contraposición a modelos de decisión individual. Como decisiones colectivas entendemos aquellas que no son tomadas únicamente por el joven, en tanto la familia u otros agentes del hogar participan de la decisión. Por último, abarcaremos parte de la literatura que se focaliza en explicaciones más amplias del fenómeno de deserción y/o desvinculación del sistema educativo, excediendo las contempladas por las concepciones anteriormente planteadas.

### **2.1 Aportes desde la Teoría del Capital Humano**

La TKH, al igual que el conjunto de teorías neoclásicas que intentan explicar el crecimiento, lo hace en base a dos factores esenciales: capital y trabajo. Lo que diferencia a la TKH del resto es que incorpora dentro del concepto de capital, al capital humano como otro factor a tener en cuenta. El reconocimiento del papel del capital humano se remonta a la época de Smith. Según este autor, la división del trabajo y la consecuente especialización productiva, eran mecanismos que permitían asegurar mayores rentas y así, mayor crecimiento económico. La TKH plantea un análisis teórico sobre las decisiones

individuales de invertir en educación donde las distintas opciones tomadas en materia de años de educación conducen a diferencias en materia salarial y con esto, a diferencias en la trayectoria de ingresos futuros de las personas.

Se hace referencia a Theodore Schultz como el fundador de la TKH (Becker, 1964), quien fue de los primeros en reconocer la no homogeneidad del factor trabajo, lo cual era ignorado hasta entonces por la teoría neoclásica. Según el autor, son las distintas capacidades de los individuos, como ser conocimientos, habilidades y experiencias, las que determinan en última instancia el desempeño laboral de los trabajadores y su ingreso futuro. Por su parte, Mincer (1994) sostiene que las desigualdades en el ingreso de los individuos provienen básicamente de las diferencias en los ingresos laborales. De esta forma las diferencias salariales se explican por diferencias en las dotaciones de capital humano, las cuales operan a través de diferencias en la productividad del factor trabajo.

#### Modelo sobre el nivel óptimo de inversión en educación.

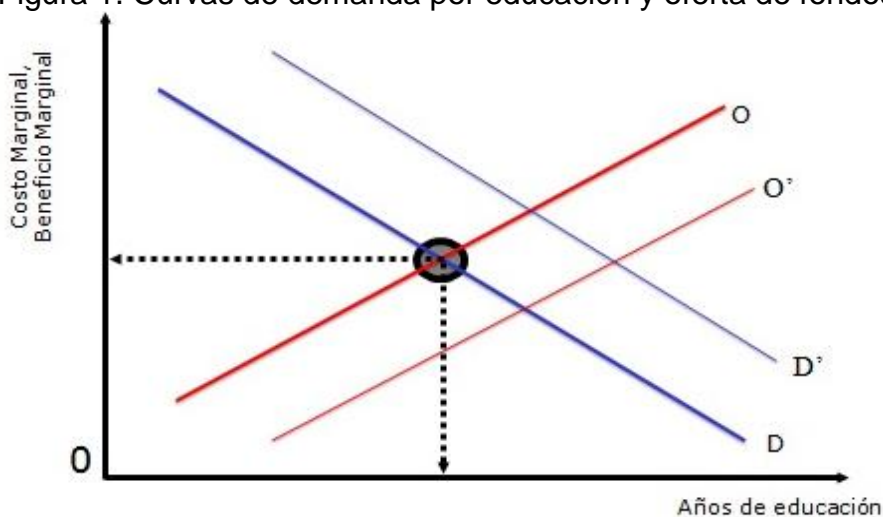
La principal hipótesis de la TKH plantea que la inversión en educación es una decisión racional guiada por el objetivo de incrementar los ingresos futuros, utilidad y bienestar de las personas.

Como toda inversión, la decisión individual de invertir en educación involucra costos y beneficios desde el punto de vista económico. Los primeros, se pueden dividir en dos tipos: costos directos e indirectos. Los costos directos se asocian a los gastos en matrícula, materiales, alojamiento y transporte; mientras que los indirectos, reflejan el costo de oportunidad de encontrarse estudiando en lugar de encontrarse realizando otra actividad, como ser el estar

inserto en el mercado de trabajo. Es decir, los costos indirectos podrían representar las ganancias a las que renuncia el individuo por no estar trabajando. Los beneficios económicos de la inversión en educación consisten en los mayores ingresos que pueden obtenerse en el mercado de trabajo derivados de una mayor formación. Esto implica diferencias salariales con aquellos individuos que no realizaron dicha inversión, así como también mayores conocimientos y habilidades que tienen un valor por sí mismo. De esto resulta que el beneficio marginal de un año adicional de educación surge de la diferencia entre las ganancias esperadas y el costo marginal asociado a la inversión, o de otra forma, es la tasa de retorno asociada a cada nivel de inversión (Bucheli y Casacuberta, 2000). Una característica propia del capital humano, que lo diferencia de otros tipos de capitales, es que se encuentra incorporado a la persona que invierte. Esta es la razón fundamental por la que los beneficios marginales disminuyen al acumular más capital, ya que según Becker (1975) el valor presente de los retornos disminuye con la edad (a razón, por ejemplo, de una capacidad de memoria limitada), mientras que el costo de oportunidad de invertir en educación aumenta con la edad. Todo esto explica que la curva de demanda de educación (D), que representa los beneficios marginales de la inversión, tenga pendiente negativa. Por otro lado, la curva de oferta (O) representa el costo marginal de financiar una unidad adicional de capital humano, medido por el tipo de interés a pagar para financiar una unidad monetaria adicional de este capital. Debido a que los mercados de capitales están segmentados, no todos los individuos podrán acceder a las mismas fuentes de financiamiento. Aquellos individuos que acumulen más años de educación inevitablemente van a tender a desplazarse desde fuentes más

baratas (donaciones familiares, transferencias estatales), hacia fuentes más caras (préstamos comerciales). Este desplazamiento explica la inclinación positiva de la curva de fondos. El nivel óptimo de educación, expresado en años, se determina por la intersección de estas dos curvas.

Figura 1. Curvas de demanda por educación y oferta de fondos



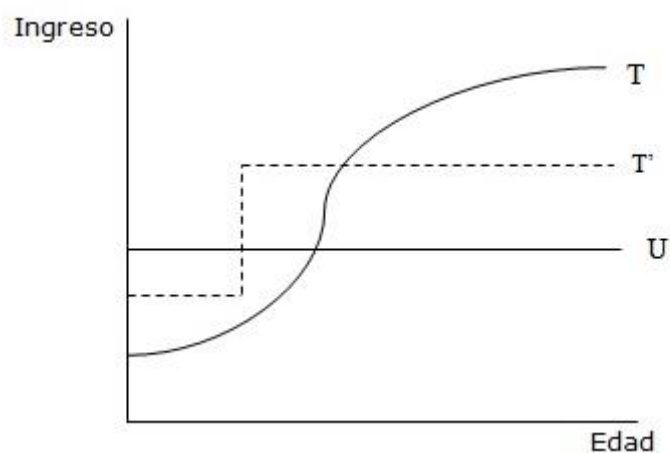
Fuente: Becker (1975).

La inversión a realizar por cada individuo dependerá entonces de las condiciones de demanda y de oferta de educación; aquellos individuos que tengan curva de demanda más alta ( $D'$ ) o curva de oferta más baja ( $O'$ ) invertirán más que el resto.

Por último, Becker (1975) analiza la relación entre los ingresos y la edad. Vale señalar que este análisis Becker lo utiliza para explicar las diferencias de ingresos que obtiene un trabajador entrenado (que recibe una capacitación laboral) y otro que no recibe dicha capacitación. Si bien esto se aplica a la capacitación laboral, creemos ilustra un análisis igualmente válido para la inversión en educación formal básica. El análisis que el autor plantea es que un trabajador sin ningún tipo de entrenamiento recibe el mismo ingreso independientemente de la edad que tenga (curva  $U$ ), mientras que un

trabajador con entrenamiento (curva T), recibe menores ingresos durante el periodo de entrenamiento, y mayores ingresos luego de haber finalizado el mismo (Figura 2). Esta última curva edad-ingreso, es más pronunciada que la de las personas sin entrenamiento y esta diferencia se acentúa a medida que aumentan los rendimientos de la inversión. Además de ser más pronunciada por el efecto de la capacitación, es cóncava en el primer tramo, que es cuando el individuo se está capacitando. Esto se explica porque el incremento de los ingresos es mayor para las personas de menor edad que para las de edades avanzadas. Es decir, puesto que la vida es finita, cuanto más tarde se realice la inversión en formación, menos tiempo tiene el individuo para gozar de los rendimientos de la misma. A su vez, como los costos de oportunidad son crecientes con la edad, una inversión más tardía resulta más costosa. Por lo tanto, la relación edad - ingresos tiene un rápido crecimiento durante la primera etapa de la vida activa y luego esta relación disminuye.

Figura 2. Relación entre ingresos y edad



Fuente: Becker (1975).

### Limitaciones de la TKH para explicar la conducta de deserción

Es ampliamente reconocido que la teoría estándar del capital humano no explica completamente la conducta de deserción educativa. Diversos autores

han argumentado la importancia que ciertos factores (no estrictamente contemplados en la TKH) tienen sobre la decisión de asistir al sistema educativo (Spence, 1972; Arrow, 1973; Bowles, 1972). Se presentan a continuación las principales críticas.

- *Concepción estrecha de la educación.*

La TKH concibe la educación como un medio para lograr ganancias futuras. En este apartado consideraremos otros enfoques que consideran a la educación más allá de su rol instrumental.

En efecto, bajo la TKH, la educación se concibe como una inversión y no como un bien de consumo, desconociendo que su demanda pueda motivarse simplemente por el hecho de que aprender y adquirir conocimientos genera satisfacción en sí mismo. Schaafsma (1976), Lazear (1977) y Kodde y Ritzen (1984) plantean que las personas derivan utilidad directamente a partir de la incorporación de conocimiento. Desde esta perspectiva, la educación debería ser tratada como un bien de consumo más que de inversión y como todo bien de consumo, su nivel de demanda será acorde al nivel de renta del individuo, contribuyendo consecuentemente a la reproducción de la desigualdad.

Por otra parte, en el enfoque de las capacidades de Sen, la educación es vista como una potencial herramienta para el desarrollo humano no sólo porque permite aumentar la productividad y de esta forma los ingresos, sino por la importancia que ella misma posee en la expansión de las capacidades humanas. Esto refiere al valor intrínseco que la educación tiene, en tanto factor de empoderamiento (Sen, 1999). En este sentido, importa que los jóvenes continúen sus estudios, no sólo para lograr mayores remuneraciones en el

futuro, sino porque de no hacerlo, podrán verse vulnerados en otros aspectos relevantes de sus vidas.

- *Desconocimiento de las “clases sociales”*

Desde una perspectiva marxista se critica que la TKH ignora la existencia de clases sociales. Bowles (1972) argumenta que la educación no es más que un instrumento a través del cual la riqueza de los sectores más pudientes se va transmitiendo de generación en generación. Aun existiendo una relación entre la inversión en educación y los niveles de renta esperados, no debe desconocerse que la renta a percibir por los individuos está vinculada a la riqueza familiar así como a las relaciones sociales heredadas. Dicho de otra forma “el origen socioeconómico familiar condiciona los ingresos y la posición social de los individuos junto con otros factores como la educación, las habilidades y la experiencia laboral; los cuales a su vez están también determinados por la posición social de la familia de procedencia” (Giovanni, 2009, pág 18).

#### Respuestas a las limitaciones de la TKH

- *Teoría de la selección.*

La teoría de la selección constituye una de las críticas más influyentes en la literatura. Cuestiona que los mayores salarios se deban realmente a diferencias en los niveles de educación y establece que estos últimos cumplen solamente la función de identificar o etiquetar a los individuos. Es decir, los empleadores utilizan la información sobre los estudios alcanzados por los trabajadores como medio para identificarlos; de esta forma, altos niveles educativos “señalan” mayores capacidades de los individuos, lo cual posibilita el acceso a puestos

de trabajos más calificados y mejor remunerados (McConnell et al. 2003). Del mismo modo, trabajadores con menor nivel de instrucción son apartados de estos puestos de trabajo por no contar con credenciales educativas suficientes, sin constatar si son realmente capaces o no de realizar el mismo. De acuerdo a esta teoría, la educación sirve principalmente para solucionar un problema de información.

Independientemente de cuál teoría sea la que se considere, contar con altos niveles de estudio le permitirá al individuo obtener mayores ingresos y su tasa de rentabilidad privada será la misma. Sin embargo, esto no necesariamente implica una situación óptima o eficiente, ya que puede existir más de un equilibrio o situaciones de sobreinversión en educación, aun cuando se maneje el supuesto de racionalidad, ya que las diferencias en el sistema de señales y en niveles salariales, resultan de la información de mercado (Krüger,2007).

- *Ampliación de la consideración de los costos implicados en la educación.*

Como se mencionó previamente, desde los postulados de la TKH se señala la existencia de costos directos e indirectos de la educación. Con el correr de los años diversos autores han propuesto la incorporación de otros costes que esta teoría no considera. Con respecto a los costes directos, Redmount (2002) propone se tomen en cuenta los costos involucrados en las distancias al centro de estudio y el hacinamiento del salón de clase.

Investigaciones en el campo de la psicología y sociología tienden a resaltar otros factores como influyentes en la decisión de desertar. En particular destacan aquellos factores del lado de la oferta, como ser los relativos a la propia institución educativa, aspectos de organización académica y dinámica



social (categorías de estudiantes, adscripción al estudiante “ideal”) (Lee and Burkam, 2003; Akerlof and Kranton, 2002). Dichos factores representan distintos costos a incorporar en la evaluación.

Asimismo, distintas ponderaciones del presente-futuro llevan implícitas distintas valoraciones de los costes. Aquellos estudiantes que den una ponderación mayor al presente, ya sea porque realizan predicciones erróneas sobre los retornos futuros de la educación, o porque tienen expectativas negativas del futuro, tenderán a valorar con mayor peso los costos presentes no monetarios asociados a la asistencia a clase (Barone et al.,2007).

## **2.2 Decisiones familiares**

Los modelos colectivos o familiares de decisión incorporan al análisis el hecho de que estas decisiones no son tomadas de forma aislada por los jóvenes sino que la familia juega un rol importante. De alguna manera esta premisa va en contra de los postulados clásicos de la TKH, la cual sostiene que la decisión parte de la evaluación individual del joven.

La literatura pionera en estos temas se conoció como “Nueva Economía de la Familia” (NEF). A partir de los fundamentos microeconómicos de la teoría neoclásica, se desarrolla una función de utilidad de la familia en la cual se agregan las funciones de utilidad individuales del hogar (Becker, 1964; Becker 1981). La crítica general a esto es que se asumen preferencias comunes entre los miembros de la familia por lo que la función de utilidad se simplifica en la del “jefe” del hogar. Levantando esta última limitante surgen los modelos de negociación cooperativa, los cuales admiten diferentes gustos y preferencias de los individuos al interior de una misma unidad familiar. De esta forma se

formula un problema de maximización en donde se tienen en cuenta las funciones de utilidad de todos los integrantes de la familia sujeto a la restricción presupuestaria del hogar. Chiappori (1992) denomina estos modelos con el nombre de “colectivos”, a partir de los cuales surgen decisiones Pareto eficientes. En última instancia, la negociación dependerá del poder de negociación de los individuos y éste su vez del acceso de éstos a los recursos.

Sin embargo, estos modelos de negociación cooperativa suponen un tratamiento simétrico de los individuos. Se tienen individuos que presentan preferencias distintas, pero que enfrentan las mismas reglas de juego y las mismas habilidades o dotaciones a la hora de ejercer el poder de negociación. Para salvar estas limitantes se han desarrollado los modelos de negociación no cooperativa en donde los individuos entablan procesos de negociación con distintas capacidades para influir y definir resultados. Lo que se alcanza con estos modelos es un mayor entendimiento de los procesos en cuanto a la distribución de tiempo, la división del trabajo según género y la asignación de ingresos y de otros recursos entre los miembros de una familia (Benería, 2008).

Trabajos como los de Emerson y Portela (2002) y Basu (2001) muestran cómo la estructura de poder a la interna del hogar es una pieza clave para la toma de decisiones. El primero de estos trabajos concluye que la decisión de invertir en educación y/o inserción en el mercado de trabajo de los niños del hogar, depende no solo del sexo de los mismos sino también de quién tome la decisión, si es el padre o la madre. En el trabajo de Basu (2001), por su parte, se estudia la relación entre la estructura de poder al interior del hogar y la propensión a enviar a sus hijos a trabajar. En particular, los hogares en los que

prima la potestad de la mujer, son aquellos con menor probabilidad de que los hijos se incorporen a trabajar en el mercado a edades tempranas.

## **2.3 Desvinculación del sistema educativo**

### Delimitación del fenómeno

Cardozo et al. (2010) llaman la atención sobre la diversidad de acontecimientos (eventos) que pueden sucederse en la trayectoria educativa de los jóvenes, y que son cubiertos por el mismo término “deserción”. Los autores alegan una clara vaguedad del término en la literatura, el cual se usa para representar eventos y procesos no siempre comparables, y medidos de forma heterogénea. En particular, pueden diferenciarse tres eventos: el ausentismo, el abandono (de un curso) y la decisión de dejar de estudiar (deserción/ desvinculación/ desafiliación). Los distintos términos pretenden distinguir entre eventos y estados de riesgo. El ausentismo regular de un joven a clase, así como el abandono total del curso, pueden entenderse como eventos (o factores) de riesgo, mientras que la deserción del sistema educativo se entiende como un estado final de máxima desvinculación.

Rumberger (2004), entiende la deserción como un proceso dinámico y acumulativo de pérdida de compromiso. Este compromiso, o involucramiento del joven en el sistema, puede ser tanto académico como social. El primero refiere a las actitudes y comportamientos respecto a la educación formal (asistencia, clases, actividades), en tanto el segundo se asocia a los vínculos informales (relacionamiento con pares y padres).

### Contextualización del fenómeno desde la perspectiva de los cursos de vida.

Cardozo et al. (2010) analizan el problema de la desafiliación a partir de la perspectiva socio-demográfica de los cursos de vida. Proponen contextualizar el fenómeno de la desafiliación en el marco de un proceso más general de transición al mundo adulto. Dicha transición generalmente está pautada por procesos de envergadura, tales como la entrada al mercado laboral, el matrimonio, la paternidad y la emancipación del hogar de origen.

Las decisiones en la juventud se enmarcan en un proceso de reconstrucción de identidad. En este periodo, entendido como de transición hacia la adultez, el joven recompone su identidad social, a la par que ocurren cambios en la posición que este ocupa en la sociedad y en el “trato” que la sociedad tiene hacia el joven. Los mismos permiten que el joven comience a adherir a nuevas membrecías, asuma nuevos roles (paternidad, pareja, actividad) y persiga nuevas expectativas en cuanto a su trayectoria futura. Las elecciones que se hacen en este periodo deben entenderse como la incipiente puesta en práctica de un proyecto de vida propio.

### Teorías explicativas

A partir de la magnitud del problema que representa la desafiliación educativa en los jóvenes, resulta pertinente y necesario indagar sobre las posibles causas que hacen a este fenómeno desde una perspectiva multidimensional. Fernández (2010), presenta una clasificación de los distintos abordajes del tema en seis grupos. Los mismos surgen de la combinación de dos grandes ejes. El primero de ellos distingue los factores explicativos según correspondan a un nivel micro (individuo y familia), macro o meso social (país, localidad). El segundo eje refiere al grado de manipulación de los factores explicativos. Se

distinguen los enfoques “agencialistas” y los “estructuralistas” según los factores puedan ser manipulables o no por la voluntad en el corto plazo.

Figura 3. Explicaciones sobre la desafiliación según énfasis en aspectos individuales o sociales, y en las estructuras o en la acción.

Énfasis según nivel de manipulación por la voluntad		
Énfasis según nivel de análisis	Micro Estructuralista	Micro Accionalista
	Meso Estructuralista	Meso Accionalista
	Macro Estructuralista	Macro Accionalista

Fuente: Elaboración propia en base a Fernández (2010).

- *Enfoque MICRO-ESTRUCTURALISTA*

Engloba las explicaciones que enfatizan el papel del joven y su familia en la decisión de desafiliación, centrándose en el peso que las estructuras (individuales y sociales) tienen en la decisión. Características individuales, tales como la clase social, el género o la condición de pobreza serían las principales condicionantes de la decisión. La Teoría de la Reproducción (Bourdieu y Passeron) es la de mayor acogida dentro de este enfoque. La misma otorga principal atención a la posición del hogar de origen del joven, ya sea mediante el capital familiar (económico y cultural), o la ocupación laboral de los padres. Rumberger (2004) señala que el estatus socioeconómico, medido generalmente a través del ingreso y los años de educación de los padres, resultan buenos predictores del desempeño educativo y la asistencia.

- *Enfoque MESO-ESTRUCTURALISTA*

Con este enfoque se agrupan explicaciones que enfatizan el nivel de análisis de la localidad y de las organizaciones. Por un lado, parte de la literatura se

centra en el impacto que las características contextuales de los diversos territorios tienen sobre la desafiliación. Las raíces del problema son respuesta a las grandes desigualdades que enfrentan localidades con diversas carencias materiales (marginación socio-territorial). Por otro lado, la literatura también señala el papel fundamental de las escuelas, su estructura y funcionamiento, en la explicación de dejar de asistir. La Teoría de las Escuelas Eficaces llama la atención sobre cómo las diferencias en las características organizacionales y normativas de las escuelas, repercuten en los resultados educativos de los alumnos, e implícitamente, en la probabilidad de desafiliación. Los factores comúnmente citados refieren a las diferencias en recursos, burocracias, estructura de roles, clima organizacional, gestión directiva, etc. (Edmonds, 1979; Lee y Smith, 1996; Murillo, 2008)

- *Enfoque MACRO-ESTRUCTURALISTA*

Otro grupo de argumentaciones atribuyen a las características estructurales nacionales o internacionales, una parte importante de la explicación. Estas características tienen que ver con la economía, el Estado, las instituciones y la historia de los países. La literatura ha tendido a encontrar una relación inversa entre el nivel de riqueza de un país y la desafiliación. Asimismo, se ha profundizado en el impacto de los *shocks* y crisis macroeconómicas en las decisiones de asistencia (España et al., 2003), y en la correlación entre la tasa de desafiliación y el ciclo económico. En particular, para el caso de Uruguay, Llambí et al. (2009) confirman que en periodos de recesión económica (1999-2003), al caer el costo de oportunidad de estudiar, los incentivos de permanecer en el sistema educativo son mayores, mientras que lo contrario sucede en los periodos de recuperación.

- *Enfoque MICRO-ACCIONALISTA*

En este enfoque las explicaciones no tienen un carácter sistémico o estructural, sino que predomina la razón y reflexión que cada uno de los jóvenes da a sus acciones y decisiones. Aquí se encontraría la TKH, como teoría de la elección racional. Como se señaló, la misma sostiene que los individuos evalúan la permanencia en la escuela en función de los beneficios y costos que acarrea permanecer un año adicional, y permanecerán en la misma hasta alcanzar un nivel óptimo de utilidad. El momento en que se alcanza ese óptimo varía entre unos individuos y otros, siendo varias las causas a las que se atribuye esta variación. Por un lado, se tienen las predicciones erróneas que algunos jóvenes y familias hacen acerca del retorno de la educación, así como las percepciones negativas acerca de la calidad educativa del centro de enseñanza (Patrón, 2008). A su vez, Boudon (1983) plantea que los jóvenes a la hora de evaluar si asistir un año adicional consideran la probabilidad de alcanzar una posición laboral mejor o igual, o la probabilidad de aprobar el curso.

- *Enfoque MESO-ACCIONALISTA*

Este enfoque considera perspectivas mesosociales y accionalistas para entender la desafiliación, así como su reversión. Las dos nociones más generales refieren al papel del asociacionismo (Putnam, 1993) y del capital social (Coleman, 1988). Estas explicaciones enfatizan el rol que ciertas relaciones sociales, con determinado arraigo institucional y local, tienen sobre las disposiciones de los jóvenes. En particular, se han concentrado en estudiar el papel de las comisiones barriales, grupos informales, organizaciones sindicales, parroquias, etc.

- *Enfoque MACRO-ACCIONALISTA*

Incluye un conjunto de teorías que destacan el papel activo de las políticas en términos de incentivar o desincentivar la desafiliación a nivel agregado. Son el fundamento de políticas diversas, educativas, económicas y laborales, que se proponen alterar los incentivos de desafiliación de los jóvenes. Ejemplos de este tipo de políticas se encuentran en los diversos programas de transferencias condicionadas implementadas en América Latina en los últimos años. Los mismos se proponen modificar la estructura de incentivos, de forma de incidir en la demanda por educación de los jóvenes de menores ingresos. Otras políticas, en cambio, se enfocan en alterar las condiciones de oferta, mejorando las condiciones materiales, profesionales y didácticas de los centros, intentando reducir así las inequidades en la distribución de las oportunidades educativas.



## **4. ANTECEDENTES**

La revisión bibliográfica buscó recopilar los principales antecedentes empíricos que abordan los determinantes de las decisiones de vincularse al mercado laboral y estudiar así como la interrelación entre ambas decisiones. El capítulo se organiza en dos apartados: antecedentes internacionales y nacionales.

### **4.1 Antecedentes Internacionales**

Un primer conjunto de antecedentes a nivel internacional corresponde a trabajos que se han realizado para la región. Respecto a la interrelación entre ambas decisiones, todos los trabajos relevados concluyen que existe tal interrelación y que la simultaneidad en la toma de estas decisiones, plantea la necesidad de estimarlas en forma conjunta (Alcázar et al., 2001; Sapelli y Torche, 2003; Pariguana, 2011). De ahí que generalmente se utilicen modelos probit bivariados para resolver este problema de endogeneidad.

Alcázar et al. (2001), evalúan los determinantes de asistencia escolar y trabajo para adolescentes entre 10 y 18 años que viven en áreas rurales para algunos países de América Latina. Encuentran que variables como la media del ingreso del hogar, la situación laboral del cónyuge y jefe del hogar, y el nivel educativo de los padres afectan positivamente la probabilidad de asistencia a los centros de enseñanza y reduce la probabilidad de trabajo de los adolescentes. A su vez, la cantidad de niños en el hogar tiende a reducir la probabilidad de asistencia y aumenta la probabilidad de inserción laboral de los hermanos adolescentes.

Sapelli y Torche (2003) estudian las decisiones conjuntas de asistir a un centro de enseñanza y participar en el mercado de trabajo para los jóvenes chilenos de 14 a 17 años. Entre los resultados encontrados, destacan que el ingreso per cápita del hogar no resulta una variable tan importante como determinante de la decisión de trabajar. Según los autores, pensar que los jóvenes desertan del sistema para insertarse en el mercado de trabajo, es una idea simplista que desconoce que una parte importante de los jóvenes que desertan se quedan simplemente en el hogar. Por otra parte, encuentran que la educación del padre resulta más importante de lo que suele considerarse, para explicar tanto la decisión de asistencia como de participación. Asimismo verifican que no hay discriminación contra la mujer ni contra el hermano mayor<sup>1</sup> a la hora de decidir la asistencia a los centros de enseñanza, aunque sí parece haber diferencias por sexo y edad respecto a la participación laboral. Por último, encuentran un “efecto vecindario” que repercute en que las personas con educación diferente a las del promedio del vecindario se terminen comportando de forma similar a ellos, más que a otras personas con similar educación.

Pariguana (2011) estudia conjuntamente las decisiones de participar en el mercado de trabajo y asistir a un centro educativo para los adolescentes peruanos de 12 a 17 años. Encuentra que la variable de gasto del hogar, utilizada como *proxy* del ingreso, guarda una relación positiva con el hecho de que los adolescentes puedan dedicarse a estudiar y no a trabajar. La misma relación positiva se encuentra con el nivel educativo del jefe del hogar,

---

<sup>1</sup> Los datos no avalan la hipótesis acerca del tratamiento preferencial de los hijos hombres (a quienes se les permitiría desertar más tardíamente que las mujeres, dado que estas enfrentan un salario de reserva mayor en el hogar), o del hijo mayor (quien desertaría antes del sistema, para salir a trabajar y financiar los estudios de sus hermanos menores).

indicando la posibilidad de que opere una trampa intergeneracional de bajo nivel educativo y trabajo adolescente. Concluye que los adolescentes de áreas rurales se encuentran en una situación desventajosa frente a sus pares urbanos en lo que respecta a la posibilidad que tienen para sólo asistir al sistema educativo y no trabajar.

Por su parte, Marchionni y Sosa (s/f) analizan el problema señalado para el caso argentino, considerando a los jóvenes de 13 a 19 años que viven en el Gran Buenos Aires y en Capital Federal en tres momentos del tiempo: 1990, 1994 y 1998. Encuentran que además del ingreso, factores como la educación de los padres, la estructura familiar, el tamaño de la familia y el sexo del joven son variables que inciden en la decisión de asistencia a la escuela secundaria. Particularmente, la existencia de hogares monoparentales con jefas mujeres así como la cantidad de hermanos en el hogar inciden de forma negativa en la probabilidad de asistencia.

Un segundo conjunto de bibliografía internacional aborda la problemática de las decisiones conjuntas en un grupo de países africanos, donde las decisiones relevantes se realizan a edades más tempranas que en los países mediterráneos o de la región. Si bien la problemática del trabajo infantil escapa el alcance de nuestro trabajo, se espera que a menor edad la simultaneidad en las decisiones de trabajo y asistencia sea más fuerte, a la vez que el rol de la familia en la toma de dichas decisiones se torne más trascendente.

Nielsen (1998) analiza los determinantes sobre las decisiones de incorporarse al mercado de trabajo y asistir al sistema educativo para los niños de 7 a 14 años en Zambia. Encuentra que la edad, el sexo, la educación de los padres, la

distancia al centro educativo, y la infraestructura del mismo, resultan variables significativas para explicar la asistencia al sistema educativo. En tanto, la propiedad de la vivienda, la propiedad de la tierra, el acceso al transporte público, y la disponibilidad de rutas, resultan significativas principalmente para explicar la inserción en el mercado laboral. En línea contraria a lo argumentado por parte de la literatura teórica, los resultados del autor indican que las decisiones en cuestión no son particularmente sensibles a los cambios en el ingreso del hogar, ni a los gastos del hogar en educación.

Ganglmair (2006), analiza los determinantes del trabajo infantil y asistencia escolar de los niños y adolescentes entre 6 y 15 años de Uganda; y la relación de *trade-off* entre trabajar y estudiar. En lo que refiere a los principales determinantes, se encuentra que los jóvenes pertenecientes a hogares por debajo de la línea de pobreza, exhiben tasas de participación laboral superiores que la de los jóvenes no pobres. Asimismo, pertenecer a la ciudad, y estar próximo a un centro educativo, también implican un *trade-off* en las decisiones. Cuanto mayor sea la distancia al centro educativo más próximo al hogar, menor la probabilidad de asistir a él y mayor la de participar en el mercado de trabajo.

Finalmente, Barone et al. (2007) estudian las causas de deserción del sistema educativo y los factores que inducen a los padres a revisar sus decisiones sobre inversión en educación de sus hijos, para el caso de jóvenes de 15 a 18 años de Salerno, Italia. El trabajo estima la probabilidad de que una vez finalizada la primera etapa básica de educación obligatoria, los padres decidan si seguir invirtiendo o no en la educación de sus hijos. Para esta decisión, los padres parten de sus intuiciones respecto a la habilidad de sus hijos, el

desempeño escolar de los mismos y el costo de oportunidad de invertir en educación. Las decisiones se van tomando de forma secuencial y el resultado de estas combinaciones son jóvenes trabajadores calificados o no, según la decisión que los padres escojan. A partir del modelo se observa que a mayor cantidad de años de educación de la madre, menor probabilidad de deserción tiene el hijo. Variables como la obesidad y años de repetición contribuyen a incrementar la probabilidad de desertar. Por último, características de la localidad, como ser la tasa de desempleo local que se interpreta como un indicador (inverso) del costo de oportunidad de la educación, también resultan significativas para explicar el abandono escolar.

#### **4.2 Antecedentes Nacionales**

En primer lugar, haremos referencia al Informe de la Encuesta Nacional de Adolescencia y Juventud (ENAJ) realizada en 2008 para Uruguay. Este informe realizado por Filardo et al. (2010) reporta información directamente relacionada a la participación de los jóvenes en el mercado de trabajo y su asistencia al sistema de enseñanza. Para analizar la situación en el mercado de trabajo de los jóvenes de entre 15 y 19 años se distingue entre menores y mayores de edad. El análisis descriptivo de los datos destaca, según los autores, la relación entre las categorías de estudiar y trabajar, las cuales resultan categorías competitivas para los jóvenes de 15 a 17 y complementarias para los jóvenes mayores de 18 años. Estas trayectorias diferenciadas por tramo de edad se atribuyen, en el caso de los mayores de 18, a la mayor durabilidad de la etapa formativa (lo cual probablemente redunde en mayores retornos de la educación), junto con la necesidad por parte de estos jóvenes de mayor autonomía del hogar de origen, e incluso la de formar un hogar propio. En lo

que refiere a educación, se muestra que el segundo motivo más importante esgrimido por los jóvenes para desertar de la educación media es el haber comenzado a trabajar, siendo el primero la falta de interés y la poca utilidad que le atribuyen. Estos resultados varían por sexo, siendo el motivo de participación en el mercado de trabajo relativamente superior para los hombres, en tanto en las mujeres lo es el motivo de embarazo o cuidado de la familia.

Otros trabajos de carácter descriptivo que también han abarcado el estudio de las decisiones en cuestión para los jóvenes uruguayos son Bucheli (2006), Filardo et al. (2009) y Patrón (2008). Bucheli (2006) analiza las condiciones del mercado laboral para los jóvenes entre 18 y 24 años en el período 1986-2004 con información de ECH. Observa que la evolución de la decisión de incorporarse al mercado de trabajo fue pauta por dos tendencias de efecto opuesto. Por un lado, una postergación de la edad de incorporación al mercado de trabajo ocasionada por un prolongamiento de la vida estudiantil, lo cual implica mayores niveles educativos. Por otro lado, se observa una participación creciente de las mujeres en el trabajo remunerado.

Filardo et al. (2009) destacan la gran proporción de jóvenes que sólo trabajan y que se encuentran desvinculados de los sistemas de enseñanza. Para los jóvenes de entre 18 y 24 años esta proporción es de 61% para los hombres y del 37% para las mujeres<sup>2</sup>. Por otro lado, la proporción de mujeres dentro del grupo denominado ni-ni,<sup>3</sup> es muy superior a la de los hombres, lo cual se

---

<sup>2</sup> La fuente de información utilizada consistió en una encuesta aplicada simultáneamente a 6 países de la región dirigida a personas mayores de 18 años, cuyo principal objetivo era captar la percepción de los jóvenes y sus demandas específicas.

<sup>3</sup> Ni-Ni es la forma en que suele denominarse a aquellos jóvenes que ni estudian ni trabajan.

asocia a una dedicación al cuidado de los hijos y del hogar. En particular, los autores destacan como alarmante la proporción de mujeres jóvenes de bajo nivel educativo que con más de 25 años no han ingresado aún al mercado de trabajo. Estas mujeres, con bajo nivel formativo y nula experiencia laboral en una edad avanzada de la juventud, se encontrarán en una situación delicada a la hora de acceder a empleos estables y de calidad a lo largo de sus vidas.

Patrón (2008) analiza los persistentes problemas del sistema educativo uruguayo a la luz de los conceptos de eficiencia y equidad. La actividad educativa resulta ineficiente cuando, a pesar de ser efectiva, utiliza recursos en exceso para lograr los resultados esperados. Los problemas de calidad, repetición y alta deserción que enfrenta el sistema uruguayo, especialmente a nivel de secundaria, serían graves síntomas de ineficiencia. A esto se suma, la alta inequidad de los resultados educativos, asociada principalmente a los diferentes contextos de los que provienen los estudiantes. Patrón ataca el concepto tradicional de racionalidad en la toma de decisiones, cuestionando la posibilidad de que la deserción temprana del sistema educativo sea ante ciertos contextos (sistema educativo deficiente, con altas tasas de repetición y provisión de baja calidad) un comportamiento perfectamente racional e informado.

Un segundo grupo de antecedentes nacionales lo componen estudios empíricos que analizan los determinantes de la participación en el mercado de trabajo y su vinculación con la asistencia al sistema educativo para adolescentes y jóvenes uruguayos. Dentro de estos, Diez de Medina (1992) se propone estudiar los determinantes que llevan a mujeres y jóvenes a ingresar al mercado de trabajo, en un contexto de creciente incorporación de estos

grupos a la fuerza laboral uruguaya. El estudio utiliza microdatos de la ECH de 1991, y modeliza la participación de los jóvenes a través del método en dos etapas de Heckman. Las propias diferencias en el ciclo de vida y en las características de autonomía del hogar de origen, lo llevaron a distinguir en dos subgrupos de jóvenes: entre 14 y 24 y entre 25 y 29 años. Los resultados indican que las fuerzas que inhiben la actividad de los más jóvenes son principalmente la asistencia a la educación y el ingreso del hogar. Los años de educación de los más jóvenes no parecen tener un impacto importante en la decisión de participación, como si lo tienen en el grupo de jóvenes mayores. A partir de los resultados, el autor resalta la importancia de la situación económica del hogar para explicar la participación de los menores de 24 años. Este resultado estaría en línea, según el autor, con el efecto del *added worker*, por el cual determinadas condiciones del hogar inducen a que éste decida una mayor participación de sus integrantes “secundarios”.

Bucheli y Spremolla (2000) se preguntan acerca de los determinantes de la decisión de trabajar y de las horas trabajadas de los estudiantes de entre 18 y 26 años de edad de la Universidad de la República. El trabajo utiliza el modelo en dos etapas propuesto por Heckman (1979), a partir de los datos de la ECH de 1998. Los resultados indican que la incorporación al mercado de trabajo de los estudiantes universitarios está altamente relacionada con la edad, y de manera positiva. A su vez, el rezago en la carrera también tendría un efecto positivo en la probabilidad de estar ocupado y en las horas trabajadas. El salario influye positivamente y en una magnitud relevante sobre ambas probabilidades, indicando que el efecto sustitución predomina sobre el efecto ingreso, lo cual podría dar cuenta de la existencia de un rezago óptimo. Esto



implica que los salarios percibidos mientras se es estudiante, compensan la pérdida ocasional que se genera por postergar la culminación de los estudios.

Bucheli y Casacuberta (2000 y 2009), constituyen los principales antecedentes de este trabajo dado que se centran en la educación media y su relación con el trabajo adolescente. En el primer trabajo, los autores estudian los determinantes microeconómicos de las decisiones de asistencia al sistema educativo e incorporación al mercado de trabajo de los adolescentes entre 14 y 17 años a partir de un modelo probit bivariado, utilizando información proveniente de la ECH del año 1997. Los resultados muestran evidencia a favor de que ambas decisiones pueden verse como alternativas y que algunas características individuales y del entorno familiar tienen un fuerte impacto en ellas. En efecto, la probabilidad para los adolescentes de asistir al sistema educativo disminuye con la edad, pero es creciente con los años de educación, con el nivel de ingreso del hogar, la educación del jefe y para los hogares nucleares. Por su parte, la probabilidad de incorporarse al mercado de trabajo es mayor para los hombres, y creciente con la edad; a su vez, es decreciente con los años de educación del adolescente y del jefe del hogar, con el ingreso del hogar, y menor para los hogares nucleares. Los autores concluyen que la deserción del sistema de enseñanza como opción frente a la incorporación al mercado de trabajo prevalece en los estratos de menores ingresos. Esto preocupa en un contexto de retornos crecientes a la educación, teniendo consecuencias de baja probabilidad de movilidad en aquellos adolescentes que nacen en hogares de bajos ingresos.

Recientemente, Bucheli y Casacuberta (2009) analizan la decisión de los adolescentes de 14 a 17 años de abandonar el sistema educativo e ingresar al

mercado de trabajo utilizando datos de la ECH para el año 2008. Lo hacen a través de un modelo probit bivariado cuya especificación agrupa tres conjuntos de regresores: los relacionados con características individuales del joven, otros relacionados a la conformación del hogar y por último, los que intentan incorporar la situación del mercado de trabajo. Un aporte importante tiene que ver con la estimación del efecto de las variables del mercado de trabajo. Tanto la tasa de empleo de adultos como el peso de las cohortes de adolescentes en la población en edad de trabajar, no parecen afectar la decisión de asistencia escolar, aunque sí lo hacen en la de participación laboral. De acuerdo a los autores, esto indicaría que un mercado de trabajo dinámico, atrae a los adolescentes, sin expulsarlos necesariamente del sistema educativo. Por último, el ingreso del hogar tiene un efecto modesto tanto en la probabilidad de asistencia como de participación. Sin embargo, variables que reflejan rasgos más estructurales del nivel socioeconómico del hogar, como el índice de privación de activos o el capital humano acumulado, tienen efectos considerables.

Finalmente, Ferrari et al. (2010) realizan en primer lugar un diagnóstico de la situación de los adolescentes uruguayos en relación a la participación en el mercado de trabajo y su asistencia al sistema educativo, para luego abordar con datos de la Encuesta Nacional de Hogares Ampliada (ENHA) de 2006 la relación entre estas dos decisiones. Para ello estiman modelos probit bivariados cuyas variables dependientes son asistencia y actividad de los jóvenes de 14 a 17 años (incorporando una especificación en dónde la actividad incluye la realización de tareas del hogar como ocupación principal). Los resultados encontrados están en línea con los trabajos anteriores. En

ambas especificaciones el coeficiente de correlación es negativo, siendo mayor en valor absoluto cuando la variable dependiente incluye al trabajo doméstico. Esto indicaría que la inclusión de este tipo de trabajo en la decisión de actividad, resulta en una mayor asociación de esta decisión con la de asistencia al sistema educativo, que cuando se considera únicamente al trabajo remunerado. Por otro lado, ser mujer aumenta la probabilidad de asistencia y disminuye la de participación, aunque el efecto sobre la actividad es menor cuando se considera al trabajo doméstico. Con respecto a la trayectoria educativa de los adolescentes, los autores destacan que la repetición en primaria no solo afecta negativamente la probabilidad de asistir (especialmente para los varones), sino que también impacta positivamente sobre la probabilidad de trabajar. Por último, el ingreso del hogar, así como el nivel educativo del jefe del hogar o cónyuge tienen un impacto positivo sobre la asistencia y negativo sobre la actividad.

En síntesis, la evidencia empírica es contundente en señalar una relación entre las decisiones de asistir al sistema educativo y participar en el mercado de trabajo, de modo que ambas decisiones deberían estudiarse conjuntamente. Asimismo, surgen como determinantes de ambas decisiones, la edad, el sexo, el estado civil, el desempeño educativo del joven, y la jefatura del hogar, para referirnos a las características personales de los jóvenes. En lo que respecta a las variables socioeconómicas del hogar, se aluden como importantes: los ingresos de la familia, los años de educación de los padres, la cantidad de personas que viven en el hogar, la condición de hogar monoparental, presencia de hermanos, y vivir con los padres. Se sugiere asimismo la incorporación de variables del mercado de trabajo, así como de la oferta educacional disponible.

#### **4. OBJETIVOS Y PRINCIPALES HIPÓTESIS**

El presente trabajo tiene como principal objetivo analizar las decisiones de asistencia al sistema educativo y participación en el mercado de trabajo que enfrentan los jóvenes uruguayos de 14 a 19 años, así como los posibles vínculos entre ambas decisiones.

Asimismo, se plantean los siguientes objetivos específicos:

- Caracterizar la relación que se presenta entre las decisiones de asistencia y participación. En particular, se propone testear si se trata de decisiones que se toman de manera simultánea, y por tanto tiene sentido estudiarlas de forma conjunta.
- En caso de existir dicha relación, verificar si dicha simultaneidad implica la existencia de un *trade-off* entre estas decisiones en las edades consideradas.
- Conocer qué factores están por detrás de las decisiones de participar y de estudiar, y entender el sentido en el que operan. Asimismo, un objetivo será determinar si dichos factores tienen un comportamiento de espejo en las dos decisiones consideradas.
- Aportar a la evidencia nacional sobre el tema, utilizando una fuente de información que ha sido poco explotada hasta el momento (ENAJ 2008).

La hipótesis principal que guía el trabajo refiere al vínculo estrecho que existe entre las decisiones de asistencia y participación en la adolescencia y la juventud. En particular, se espera que ambas decisiones sean determinadas de forma conjunta por los jóvenes, en tanto presuponen distintas combinaciones del uso del tiempo. Si bien con matices dentro del tramo etario considerado, es

de esperar que dichas decisiones presenten cierta competencia, es decir, factores que expliquen una de las decisiones operen en sentido contrario en la explicación de la otra.

A la luz del marco teórico, y de la evidencia nacional e internacional recogida, es de esperar que variables del hogar, como aquellas que reflejan la composición del mismo, y en particular las referidas al clima educativo, sean de peso en la explicación de ambas decisiones. Si bien estas variables de educación recogen aspectos relacionados al nivel socioeconómico del hogar, creemos pueden aportar también otro tipo de información útil, como ser: determinadas expectativas de los padres en cuanto a logros de los hijos, mayores habilidades para acompañar e intervenir en los procesos de aprendizaje de sus hijos, etc. A su vez, tal como señalan otros trabajos, los ingresos corrientes del hogar no deberían necesariamente jugar un papel importante en la explicación de estas decisiones. Esperamos encontrar efectos importantes según la trayectoria educativa de los jóvenes, ya que diversos autores señalan a la repetición como un primer freno en la continuación y finalización de los estudios. Por último, se esperan comportamientos diferenciados según edad, dado que el tramo etario considerado en el trabajo involucra jóvenes que perfectamente pueden estar transitando distintos momentos en el ciclo de vida (emancipación del hogar de origen, maternidad, etc.). Sin intentar ser exhaustivos, estas hipótesis representan una guía de lo que esperamos corroborar con nuestros datos.

## **5. ESTRATEGIA EMPÍRICA**

En este capítulo se detallan las fuentes de información utilizadas, así como algunas consideraciones metodológicas a tener en cuenta. Por último, se especifican las técnicas de análisis utilizadas de acuerdo a los objetivos planteados.

### **5.1 Datos**

Como se señaló previamente, la principal fuente de información de este trabajo es la ENAJ de 2008. Esta encuesta recaba información específica sobre las características y problemas de la juventud uruguaya que las encuestas de hogares no logran captar.

La ENAJ, relevada en el año 2008, es la segunda encuesta de alcance nacional dirigida exclusivamente a adolescentes y jóvenes entre 12 y 29 años. La misma consistió de una sub-muestra de los hogares muestreados para ser entrevistados por la ECH<sup>4</sup>. Asimismo, dentro del hogar, se realizó un sorteo para seleccionar al joven a encuestar dentro de la edad comprendida, contando finalmente con 5.017 casos. Al ser diseñada para los mismos hogares sobre los que se realizara la ECH, la fusión de ambas encuestas permite obtener no sólo la información específica del joven sino también la del hogar en el que vive<sup>5</sup>. La cobertura de la misma abarca a las localidades mayores de 5.000 habitantes. El objetivo de esta encuesta es recabar información específica sobre las

---

<sup>4</sup> La primera encuesta de juventud (ENJ) se realizó en 1990 y fue llevada a cabo por la Dirección General de Estadística y Censos (DGEyC, actual INE). Esta estuvo dirigida a jóvenes entre 15 y 29 años. Por tanto, la ENAJ 2008 es la primera encuesta que contempla a los adolescentes entre 12 y 14 años.

<sup>5</sup> La base de datos que se utilizó en el presente trabajo fue obtenida a partir del Programa de Población de la Facultad de Ciencias Sociales (FCS).

características de este sub grupo de población (12 a 29), como ser educación de los jóvenes, su inserción laboral, migración y una amplia gama de preguntas de opinión sobre diversos tópicos de interés como ser su percepción en cuanto al futuro en materia laboral y educativa, confianza en el sistema político, salud sexual y reproductiva, etc.

Es importante resaltar que en la encuesta de juventud a diferencia de las ECHs “se hallan las diferencias biográficas de los individuos, los acontecimientos personales, pero también los recorridos, los itinerarios, las elecciones, las decisiones, las duraciones y los resultados. En particular en dos vectores que más estructuran el espacio social: la educación y el trabajo” (Filardo et al., 2010). Siendo éstas, las dos decisiones que nos interesa estudiar (asistir y participar) es que consideramos de crucial importancia la información que esta encuesta nos puede aportar para analizar los principales determinantes de estas decisiones.

En concreto, la muestra de jóvenes de 14 a 19 años a utilizar para el análisis consta de 1782 observaciones, siendo 51.01% hombres y 48.99% mujeres.

## **5.2 Algunas consideraciones metodológicas**

En primer lugar, comenzaremos haciendo referencia a cómo se definen en el presente trabajo las variables a explicar; es decir, aquellas que representan las decisiones de los jóvenes de asistir y participar.

La primera decisión a considerar es la *asistencia al sistema educativo*. La misma implica la asistencia de los jóvenes (al momento de la encuesta) a cualquier establecimiento de enseñanza, considerando en nuestro caso

únicamente la enseñanza formal. Tal como se explicará más adelante, la muestra a estudiar abarca a la totalidad de jóvenes de 14 a 19 años que han asistido alguna vez a la Educación Media. Si bien en las edades consideradas la gran mayoría de los asistentes al sistema educativo formal concurre actualmente a la enseñanza media, no hay que despreciar que una proporción no menor lo hace a la enseñanza terciaria (10.13% en 2008).

De acuerdo al marco teórico, el estudio del fenómeno de la deserción (y su contracara, la asistencia), requiere para una correcta operacionalización, del uso de datos longitudinales del estudiante que den cuenta de la trayectoria del mismo por el sistema educativo. Ante la carencia de estos datos, el presente trabajo se limita a una acepción restringida del término “desvinculación”, a sabiendas de que no incorpora la visión de proceso implícita en el mismo.

En segundo lugar, respecto a la decisión de *participar en el mercado de trabajo*, consideramos una definición en sentido amplio, que incluye a los jóvenes activos; es decir, a aquellos que (al momento de la encuesta) se encuentran trabajando o buscando empleo. Esto último va en línea con los análisis precedentes realizados por Filardo et al. (2010) y Bucheli y Casacuberta (2009). El hecho de considerar a la población activa y no restringirse sólo a los que trabajan, parece razonable en la medida que permite captar además el efecto sobre aquellos que tienen la intención de trabajar pero que al momento de la encuesta no se encontraban trabajando.

En relación a las edades consideradas, el presente trabajo comprende a los jóvenes de 14 a 19 años. Esto se diferencia de los restantes antecedentes nacionales, los cuales tienden a concentrarse en las edades de 14 a 17. La



población en estudio se definió en base a dos criterios. En primer lugar, el límite mínimo de los 14 años se corresponde con la edad, según la metodología aplicada por el INE, a partir de la cual se considera a la Población en Edad de Trabajar (PET). Asimismo, de acuerdo al Código de la Niñez y Adolescencia, es a partir de los 14 años que corresponde al individuo la categoría de adolescente. Por otro lado, la elección de la edad de 19 años como tope, se sustenta en que si bien la asistencia al sistema educativo es un fenómeno que se extiende a edades más avanzadas, la diversificación en las trayectorias de vida de los jóvenes de mayor edad, vuelve muy difícil tratarlos en conjunto con los más chicos<sup>6</sup>. Por su parte, incluir jóvenes hasta los 19 permite contemplar a aquellos asistentes al sistema educativo que, dada la fuerte incidencia del rezago a nivel de la educación media, se encuentran aún en “edades de asistir” a este nivel. Con el objetivo de entender los efectos diferenciales que la mayoría de edad puede tener en estas decisiones se intentará captar este efecto en la modelización.

### **5.3 Metodología**

El trabajo empírico se basa en el análisis de las decisiones que enfrentan los adolescentes y jóvenes uruguayos (14 -19 años) de asistir al sistema educativo e incorporarse al mercado laboral. Dado que estas decisiones se representan a través de variables dicotómicas, es necesario utilizar modelos de variable dependiente limitada o de elección discreta.

---

<sup>6</sup> Los trabajos que han analizado las encuestas de juventud en Uruguay (Filardo et al., 2010 y Rama y Filgueira, 1991) lo han hecho distinguiendo por tramos etarios, y en ambos casos los 19 años fue un punto de corte.

Para el análisis de los determinantes involucrados en ambas decisiones pueden aplicarse diferentes metodologías. Una primera opción podría ser la modelización probit univariante de cada una de estas decisiones. Sin embargo, si bien durante la juventud se vislumbra como característica la dedicación simultánea al estudio y al trabajo, esta simultaneidad se desvanece al hablar de adolescentes (Bucheli et al., 2000). Como se desprende de la literatura relevada, en edades tempranas de la juventud, las decisiones de ser activo y de asistir al sistema educativo tienden a presentarse en mayor medida como decisiones excluyentes. Es decir, las mismas son resultado de un mismo proceso de decisión, en el que suele intervenir no sólo el adolescente en cuestión sino también sus padres. En este contexto, una modelización que obvie la posibilidad de que ambas decisiones sean tomadas conjuntamente podría derivar en resultados incorrectos (Ganglmair, 2006; Zellner y Lee, 1965).

Una alternativa usualmente utilizada en la literatura sobre el tema, que permite la incorporación al análisis de la posible interrelación de las decisiones, es la especificación de un modelo probit bivariado. Dicha especificación permite la estimación de ambas decisiones de manera conjunta, teniendo en cuenta la posible correlación de los errores de cada ecuación, que implica que existen factores inobservables que determinan ambas decisiones conjuntamente (Pagano et al., 2010). Según Ganglamair (2006), entre dichos inobservables pueden encontrarse características del hogar como ser las mejores oportunidades de ingreso futuro percibidas por los padres a partir de la asistencia a clase de sus hijos, la motivación intrínseca de los padres para que sus hijos se eduquen, etc. Otros autores consideran a su vez el papel que

pueden estar jugando en la decisión determinados factores culturales y las normas sociales.

Si los factores no observables que determinan las decisiones de asistir y trabajar no estuvieran correlacionados, los parámetros desconocidos que caracterizan ambas decisiones podrían ser estimados consistente y eficientemente en forma independiente. Sin embargo, de existir correlación entre los términos de error, la estimación conjunta de los parámetros de interés tendría como ventaja una ganancia de eficiencia. Es decir, si bien estimarlos por separado traería estimaciones consistentes, estas serían ineficientes (Green, 1999). Por lo tanto, un primer paso consiste en determinar si estas decisiones se dan en forma simultánea para el caso uruguayo y así poder especificar el modelo adecuado para analizar los determinantes de estas decisiones.

### Modelización y estimación

El modelo econométrico estará planteado en función de las siguientes ecuaciones. Por un lado, las variables observables ( $y_1$ ) y ( $y_2$ ) representan respectivamente la decisión del individuo de asistir a la enseñanza y participar en el mercado de trabajo.

$$y_1 = 1 \quad \text{si } y_1^* > 0$$

$$y_1 = 0 \quad \text{en otro caso}$$

$$y_2 = 1 \quad \text{si } y_2^* > 0$$

$$y_2 = 0 \quad \text{en otro caso}$$

Sin embargo, estas variables no son más que indicadoras de la decisión final tomada por el individuo, luego de una evaluación subjetiva en función de ciertos factores. Siguiendo la TKH, los individuos optarán por asistir a la educación y/o participar según sea la combinación que les reporte mayor utilidad. Dado que las funciones de utilidad no son observables, representamos la siguiente estructura de variables latentes:

$$y_1^* = X_1' \cdot \beta_1 + \varepsilon_1 \qquad y_2^* = X_2' \cdot \beta_2 + \varepsilon_2$$

Siguiendo a Maitra y Ray (2000),  $y_1^*$  y  $y_2^*$  pueden interpretarse como el beneficio neto alcanzado por el joven y/o la familia mediante la asistencia del joven al sistema educativo y la participación en el mercado de trabajo, respectivamente. Asimismo,  $X_1$  y  $X_2$  representan los vectores de características exógenas que determinan respectivamente a  $y_1^*$  y  $y_2^*$ .

El modelo probit bivariado asume una distribución normal bivariada (BVN)<sup>7</sup> para los errores de ambas ecuaciones, con las siguientes características (Green, 2002):

$$E[\varepsilon_1 / X_1, X_2] = E[\varepsilon_2 / X_1, X_2] = 0$$

$$V[\varepsilon_1 / X_1, X_2] = V[\varepsilon_2 / X_1, X_2] = 1$$

$$Cov[\varepsilon_1, \varepsilon_2 / X_1, X_2] = \rho$$

$$(\varepsilon_1, \varepsilon_2) \sim BVN$$

---

<sup>7</sup> La función de distribución de una normal bivariada estándar se expresa como:  
 $P(X_1 < x_1, X_2 < x_2) = \iint_{-\infty-\infty}^{x_2 x_1} \phi_2(z_1, z_2, \rho) dz_1 dz_2 = \Phi_2(x_1, x_2, \rho)$ , siendo  
 $\phi_2(z_1, z_2, \rho) = \frac{1}{2\pi(1-\rho^2)^{1/2}} \cdot e^{-\frac{z}{2}[(x_1^2+x_2^2-2\rho x_1 x_2)/(1-\rho^2)]}$  su función de densidad.

Los parámetros de la estimación conjunta del modelo pueden estimarse eficientemente en base al método de máxima verosimilitud. Este método maximiza la función de verosimilitud que se obtiene al suponer que los errores de las ecuaciones del modelo siguen una distribución normal bivariada. De acuerdo a Novales (1993), dicha estimación cumple con las condiciones de consistencia y eficiencia propias del estimador máximo verosímil.

Siguiendo a Maddala (1983), y partiendo de las ecuaciones del modelo y la distribución simétrica de los errores (BVN), pueden derivarse las funciones de distribución conjunta de  $(y_1, y_2)$ , las cuales quedan representadas por las siguientes expresiones:

$$P_{11} = P(y_1 = 1, y_2 = 1 / X_1, X_2) = \Phi_2 (X_1' \beta_1, X_2' \beta_2, \rho)$$

$$P_{10} = P(y_1 = 1, y_2 = 0 / X_1, X_2) = \Phi_2 (X_1' \beta_1, -X_2' \beta_2, -\rho)$$

$$P_{01} = P(y_1 = 0, y_2 = 1 / X_1, X_2) = \Phi_2 (-X_1' \beta_1, X_2' \beta_2, -\rho)$$

$$P_{00} = P(y_1 = 0, y_2 = 0 / X_1, X_2) = \Phi_2 (-X_1' \beta_1, -X_2' \beta_2, \rho)$$

Siendo  $\Phi_2$  la función de distribución de la Normal bivariada estándar.

Asimismo, la función de log verosimilitud queda planteada por la siguiente expresión (Green, 2002):

$$\text{Log } L = \sum_{i=1}^n \ln \Phi_2 [ q_{i1} \cdot X_{i1}' \cdot \beta_1, \quad q_{i1} \cdot X_{i2}' \cdot \beta_2, \quad q_{i1} \cdot q_{i2} \cdot \rho ]$$

Siendo  $q_{ij} = 2y_{ij} - 1$ ; entonces,  $q_{ij} = 1$  si  $y_{ij} = 1$ , y  $q_{ij} = -1$  si  $y_{ij} = 0$

Los estimadores máximo verosímiles de los parámetros de interés  $(\beta_1, \beta_2, \rho)$  se obtienen igualando a cero simultáneamente las tres derivadas:

$$\frac{d \ln L}{d \beta_1} = 0$$

$$\frac{d \ln L}{d \beta_2} = 0$$

$$\frac{d \ln L}{d \rho} = 0$$

Dado que las condiciones de primer orden de maximización son funciones no lineales de los parámetros, los estimadores no admiten una representación analítica como función de las observaciones muestrales. La resolución del problema requiere por tanto de una solución iterativa (Novales, 1993).

Con respecto a la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores máximo verosímiles, Cameron y Trivedi (2009) y Green (2002) señalan que no hay ninguna ventaja en utilizar los errores estándar de Huber-White (*H-W*), siempre y cuando las observaciones de la muestra sean independientes entre ellas y la función de distribución esté correctamente especificada.

### Test de Correlación Cero

Una prueba que resulta de interés es la que testea la existencia de correlación entre los errores de ambas ecuaciones; la misma se realiza mediante una prueba de hipótesis nula sobre el coeficiente de correlación. Los test de la Razón de Verosimilitud (LR), Wald (W) y los Multiplicadores de Lagrange (LM) pueden aplicarse indistintamente para este caso.

$$H_0) \rho = 0$$

$$H_1) \rho \neq 0$$

Dicho coeficiente se analiza para determinar si la asistencia al sistema educativo y la participación en el mercado de trabajo se hallan relacionadas, y en caso de estarlo, cual es el sentido de dicha relación. Si  $\rho = 0$ , entonces, ambas decisiones son independientes y podrían estimarse por separado por medio de dos modelos probit univariantes. Si  $\rho \neq 0$ , se rechaza  $H_0$ , y puede pensarse en la existencia de factores inobservables que determinan ambas decisiones conjuntamente. En este último caso, si el rho es negativo puede hablarse de decisiones sustitutas, y de complementarias, en caso contrario.

### Efectos marginales

A partir de la modelización de la decisión conjunta de asistir al sistema educativo y participar del mercado de trabajo, es posible obtener una estimación del impacto cuantitativo y cualitativo en la probabilidad de dichos eventos ante un cambio en cada una de las variables independientes. Una limitación de los modelos de variable dependiente binaria es que los parámetros  $\beta_1$  y  $\beta_2$  no pueden interpretarse como la derivada de ninguna función de interés. En particular, los efectos marginales resultan funciones que dependen de estos parámetros y de las variables exógenas  $X_i$ .

En un modelo probit bivariado pueden estimarse diferentes efectos marginales (Green, 2002): aquellos evaluados sobre las probabilidades marginales, sobre las probabilidades conjuntas y sobre las probabilidades condicionadas.

En primer lugar, tenemos los efectos marginales de las variables independientes teniendo en cuenta la distribución de probabilidad univariada de cada ecuación. En nuestro ejemplo, la probabilidad de asistir a un centro

educativo, dado las variables exógenas consideradas, puede representarse como:

$$E[y_1 / X_1] = P[y_1 = 1 / X_1] = \Phi(X_1' \beta_1)$$

Cómo calcular el efecto marginal de un cambio en  $X_1$  sobre dicha probabilidad, dependerá de la naturaleza de la variable independiente  $X_1$ . Si la variable independiente es continua, el efecto marginal se calcula como:

$$\frac{d\Phi(X_1' \beta_1)}{dx_1} = \phi(x_1) \cdot \beta_1$$

Si la variable independiente es discreta, el efecto marginal se calcula como:

$$\frac{\Delta\Phi(X_1' \beta_1)}{\Delta x_1} = \Phi(X_1^{(1)} \beta_1) - \Phi(X_1^{(0)} \beta_1)$$

La misma representación puede realizarse para  $y_2$ , en caso que quisiéramos ver el efecto de una variable independiente sobre la probabilidad de participar del mercado de trabajo.

En segundo lugar, pueden derivarse los efectos marginales de una variable explicativa sobre la probabilidad conjunta de ocurrencia de los eventos de interés. Esto es, en caso de estar considerando la probabilidad conjunta de asistir a un centro educativo y trabajar:

$$E[y_1, y_2 / X_1, X_2] = P(y_1 = 1, y_2 = 1 / X_1, X_2) = \Phi_2(X_1' \beta_1, X_2' \beta_2, \rho)$$



El efecto marginal, en el caso de variables explicativas continuas, queda representado por<sup>8</sup> (siendo  $X$  cualquiera de los vectores de covariables):

$$\frac{d\Phi_2 (X'_1 \beta_1, X'_2 \beta_2, \rho)}{dX}$$

Por último, otro efecto marginal de interés es aquel que permite obtener el efecto de una variable explicativa sobre la probabilidad condicionada de una ecuación sobre la otra. Es decir, podría interesarnos cómo determinada variable explicativa afecta la probabilidad de asistir de un joven, dado que trabaja; o al revés, cómo afecta la probabilidad de ser activo, dado que éste asiste.

En el primer caso, la función de media condicional sería:

$$\begin{aligned} E[ y_1 / y_2 = 1, X_1, X_2 ] &= P(y_1 = 1 / y_2 = 1, X_1, X_2) \\ &= \frac{P(y_1 = 1, y_2 = 1 / X_1, X_2)}{P(y_2 = 1 / X_2)} \\ &= \frac{\Phi_2 (X'_1 \beta_1, X'_2 \beta_2, \rho)}{\Phi(X'_2 \beta_2)} \end{aligned}$$

El efecto marginal, en el caso de variables explicativas continuas, queda representado por<sup>9</sup>:

$$\frac{dE[ y_1 / y_2 = 1, X_1, X_2 ]}{dX}$$

Por último, vale destacar dos métodos principales para estimar los efectos marginales. Por un lado, una posibilidad es considerar los efectos marginales evaluados en ciertos valores de interés de las variables explicativas. El caso

---

<sup>8</sup> Para extender en el desarrollo ver Green (2002), pág. 711-713.

<sup>9</sup> Idem Pie de página nro. 8.

más común es computarlo en el valor promedio de las variables explicativas, obteniendo lo que se conoce como efectos marginales en la media (*marginal effects at the mean* – MEM). El otro método consiste en calcular el efecto marginal para cada observación y luego computar el promedio de los efectos marginales (*average marginal effects* – AME). La discusión sobre las ventajas de uno y otro método no es conclusiva respecto a cuál es el mejor método a utilizar (Bartus, 2005). En el presente trabajo se presentaran las estimaciones de efectos marginales bajo el criterio de AME.

### Bondad de ajuste

A los efectos de testear el poder predictivo de los modelos utilizados para este trabajo, presentaremos las pruebas de bondad de ajuste a utilizar.

En primer lugar, utilizaremos el porcentaje de predicciones correctamente obtenidas a partir de la estimación del modelo. Para clasificar a las predicciones como “aciertos”, se define un punto de corte. Generalmente el valor de corte se fija en 0.5, pero esto puede llevar a resultados sobrestimados o subestimados si la distribución de unos y ceros en la muestra no es equitativa. Para salvar este problema lo que usualmente se hace es fijar como punto de corte la frecuencia muestral de unos. Dado que nuestra muestra se encuentra desbalanceada (la proporción de asistentes al sistema educativo es un 79.01% y la de participantes en la PEA de 24.64%), utilizar la frecuencia de unos será el criterio a seguir en este trabajo.

En segundo lugar, se utilizan las curvas ROC como forma de evaluar la especificidad y sensibilidad del modelo. El gráfico consiste en la representación del índice de sensibilidad en el eje de las  $y$  y el complemento del índice de

especificidad en el de las  $x$ . El primer índice es la proporción de 1 predichos correctamente en el total de valores 1 observados (denominados “verdaderos positivos”). El segundo índice es la proporción de 0 predichos incorrectamente en el total de valores 0 observados (denominados “falsos positivos”); o sea, el complemento del índice de especificidad que indica la cantidad de ceros predichos correctamente en el total de valores 0. De esta forma cada punto de la curva representa una combinación de sensibilidad y 1-especificidad para distintos puntos de corte. El rango de posibles valores va entre 0.5 y 1, correspondiendo el primero a la peor situación posible (la recta  $y=x$ ), en donde el modelo no discrimina y muestra una misma distribución de casos predichos correctamente que falsamente. La segunda situación, el caso ideal, indica que todos los unos están predichos correctamente y que no hay falsos positivos.

## **6. RESULTADOS**

### **6.1 Adolescentes y jóvenes uruguayos: Asistencia al sistema educativo y Participación laboral.**

En el presente capítulo se presentan algunas estadísticas descriptivas en base a la ENAJ 2008, sobre la realidad de los jóvenes uruguayos entre 14 y 19 años, a modo de contextualizar su situación en el sistema educativo y mercado de trabajo.

#### Decisión de asistencia de los jóvenes

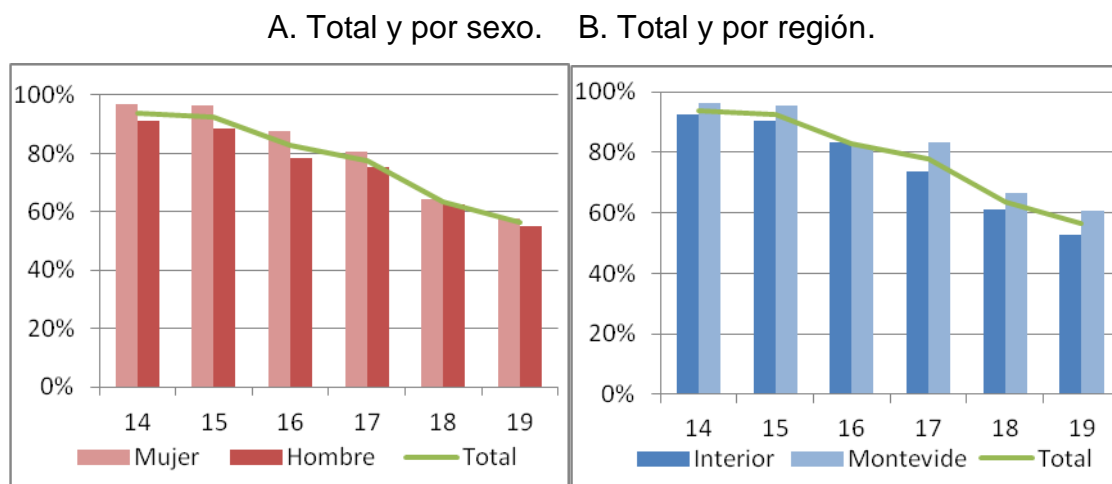
El Uruguay establece a partir de su Constitución el libre acceso a la educación de todos los ciudadanos. Dicho propósito se manifiesta en la gratuidad de la oferta educativa en todos los niveles y mediante la obligatoriedad de asistencia durante 10 años de escolarización que incluyen el nivel de Educación Inicial, 6 años de Educación Primaria y el Ciclo Básico de Educación Media (3 años). De este modo, un niño que ingresa en tiempo a Primaria y completa en forma el nivel, finaliza el Ciclo Básico con 14 o 15 años<sup>10</sup>. Si bien, en 2008, la obligatoriedad no abarca estrictamente al tramo etario considerado (14 a 19 años), puede pensarse como un objetivo deseable que los jóvenes uruguayos de esta edad se mantengan insertos dentro del sistema educativo, ya sea dentro de la enseñanza media (básica o superior) o enseñanza terciaria. Además, a partir de 2008, con la entrada en vigencia de la nueva Ley de Educación, la obligatoriedad se amplía a 14 años de escolarización, a partir de

---

<sup>10</sup> Dependiendo de si la fecha de nacimiento del joven es previa al 30 de Abril.

la inclusión del Ciclo Superior de Educación Media (3 años) y el nivel 4 de Educación Inicial<sup>11</sup>.

Figura 4. Asistencia actual a centro de enseñanza por edades simples. Jóvenes de 14 a 19 años. Año 2008.



Fuente: elaboración propia a partir de ENAJ (2008).

En ambos paneles puede observarse que la asistencia va disminuyendo con la edad. En particular, la deserción se detecta antes de los 14 años de edad, es decir, en un momento de la vida en que es imposible el haber culminado los años de educación obligatoria. La asistencia promedio de un joven de 14 a 17 años es 87%, en tanto es de 60% para los jóvenes de 18 a 19.

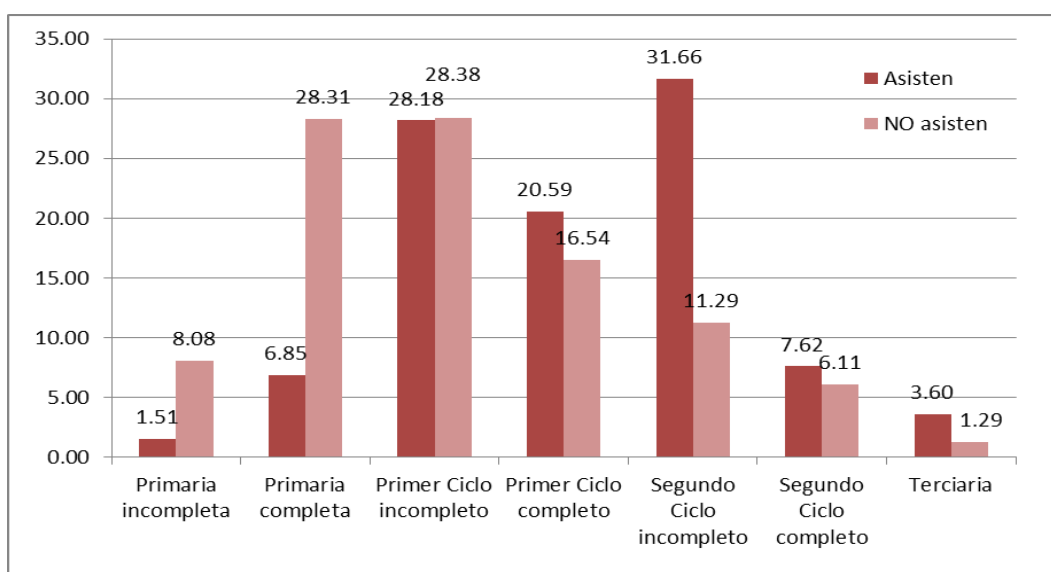
Asimismo, para todas las edades consideradas, las mujeres asisten más que los hombres. La asistencia promedio de las mujeres jóvenes de 14 a 19 años es 6% superior a la de los hombres. Este hecho va en línea con la tendencia creciente de mayor participación de la mujer en el sistema educativo que se observa desde los últimos años, en particular en la enseñanza media y superior (Bucheli y Casacuberta, 2009).

<sup>11</sup> Actualmente está vigente la Ley General de Educación (Ley 18.437) aprobada el 12 de diciembre de 2008.

Si se analiza la asistencia por región, se observa una mayor asistencia al sistema educativo entre los jóvenes que residen en Montevideo, respecto a aquellos que lo hacen en el Interior urbano del País. Si bien estas diferencias se mantienen para todo el tramo etario considerado, se acentúan a partir de los 17 años de edad.

Con el correr de los años se viene constatando en el país un aumento de los niveles educativos de la población, siendo los primeros veinticinco años de vida el período en que se concentra la mayor acumulación de capital educativo (Bucheli et al., 2000). Asimismo, Bucheli y Casacuberta (2000) constatan para el tramo de 14 a 17 años de edad una mejora en la eficiencia de la asistencia escolar, medida por una tendencia a la menor repetición de años lectivos por parte de las nuevas generaciones de estudiantes. No obstante esto, un análisis que interesa en particular refiere al nivel educativo que cursan los jóvenes que se mantienen como estudiantes activos en el sistema, frente al máximo nivel educativo que alcanzan los que abandonan el mismo.

Figura 5. Asistencia al sistema educativo según nivel educativo más alto alcanzado (%). Jóvenes de 14 a 19 años. Año 2008.



Fuente: elaboración propia a partir de ENAJ (2008).

El 21% de los jóvenes de 14 a 19 años no asiste en 2008 a establecimientos de enseñanza. De ellos, el 8.1% no llegó a completar Primaria, y el 28.3% lo completó como máximo nivel alcanzado. El 28.4% llegó a iniciar el ciclo básico de educación media pero abandonó sin completarlo; en tanto el 16.5% lo culminó. Un 11.3% inició el segundo ciclo y desistió sin aprobarlo, mientras que un 6.1% egresó de la enseñanza media. Por último, un 1.3% son los que comenzaron el nivel terciario pero abandonaron sin culminar. En suma, un 65% de los jóvenes que no asisten actualmente al sistema educativo, no han llegado a completar el primer ciclo de la enseñanza media; lo cual se corresponde en 2008 con el mínimo exigido por ley.

La comparación en los logros entre los que asisten y no asisten, no puede hacerse sencillamente. La no culminación de un ciclo por parte de los que asisten, no obedece en este caso al abandono del mismo, sino al propio tránsito paulatino de un nivel a otro de acuerdo a la edad. Asimismo, es necesario tener presente la dispar distribución de edades entre un grupo y otro. Como fue mencionado, la asistencia disminuye paulatinamente con la edad; por lo tanto, la alta proporción de asistentes con segundo ciclo de secundaria incompleto puede explicarse en parte por la mayor participación de las edades más jóvenes (14-16 años) en el grupo de asistentes respecto a los no asistentes. En grandes líneas, tenemos que del total de asistentes actuales al sistema educativo, un 8.4% tiene como nivel máximo Primaria completa, un 48.8% tiene hasta primer ciclo de enseñanza media, un 39.3% alcanzó como máximo a completar la enseñanza media, y un restante 3.6% asiste actualmente al nivel terciario.

Otra mirada a los logros educativos de la población joven, se tiene al observar el máximo nivel educativo alcanzado por el grupo de jóvenes de 19 a 24 años. Estos jóvenes, si bien fuera de nuestras edades de interés, son un grupo de referencia, en tanto asistieron recientemente al sistema educativo pero ya tienen la edad suficiente para haber alcanzado al menos 13 años de estudio.

Figura 6. Máximo de años de estudio alcanzados según tramos de edad y sexo. (%). Año 2008.

	19 a 24 años		
	Mujeres	Hombres	Total
Hasta 6 años de estudio	10.4	14.0	12.2
Entre 7 y 9 años	21.1	24.3	22.7
Entre 10 y 12 años	38.5	40.0	39.3
13 y más años de estudio	30.0	21.7	25.9
Total	100.0	100.0	100.0

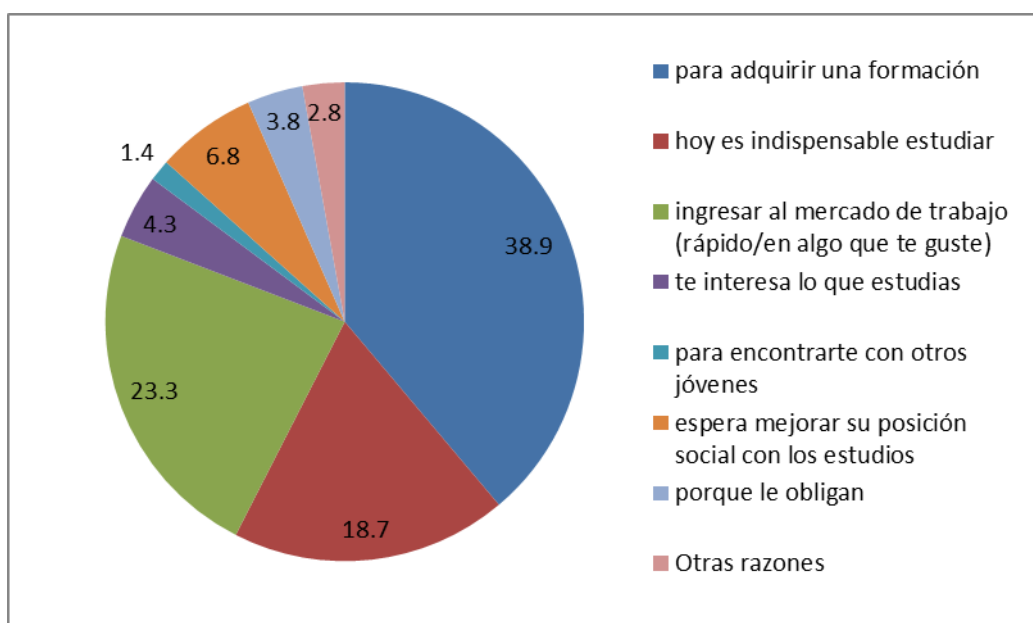
Fuente: elaboración propia a partir de ENAJ (2008).

En 2008, cerca de un 12% del total de jóvenes entre 19 y 24 años tenían como máximo 6 años de educación, siendo este porcentaje mayor para los hombres que para las mujeres en aproximadamente 4%. Asimismo, un 23% de estos jóvenes alcanzan como máximo entre 7 y 9 años de educación, lo cual equivaldría como máximo a la completitud de la enseñanza obligatoria; y un 39.3% tiene entre 10 y 12 años de estudio como máximo. Por último, si bien lo óptimo sería que en este tramo de edad la totalidad de los jóvenes hayan alcanzado como mínimo los 13 años de educación, es sólo un 25.9% que lo logra. Para este último nivel, las diferencias entre hombres y mujeres se agrandan, siendo la brecha de un 8% a favor de las mujeres.



La ENAJ (2008) permite aproximarnos a los motivos aludidos por los jóvenes por los cuales asisten actualmente al sistema educativo (en particular, a la enseñanza media). En estas respuestas se evidencian, de alguna manera, las distintas valoraciones que se mantienen respecto a la educación. El 80% de los jóvenes de 14 a 19 años atribuye como principales motivos de asistencia: el adquirir una formación, las oportunidades que brinda para ingresar al mercado de trabajo y el considerar indispensable hoy en día estudiar. Solo un 4% alude como motivo de su asistencia el hecho de estar obligado a hacerlo.

Figura 7. Porcentaje de jóvenes de 14 a 19 años que inician educación media según principal motivo para asistir. Año 2008.



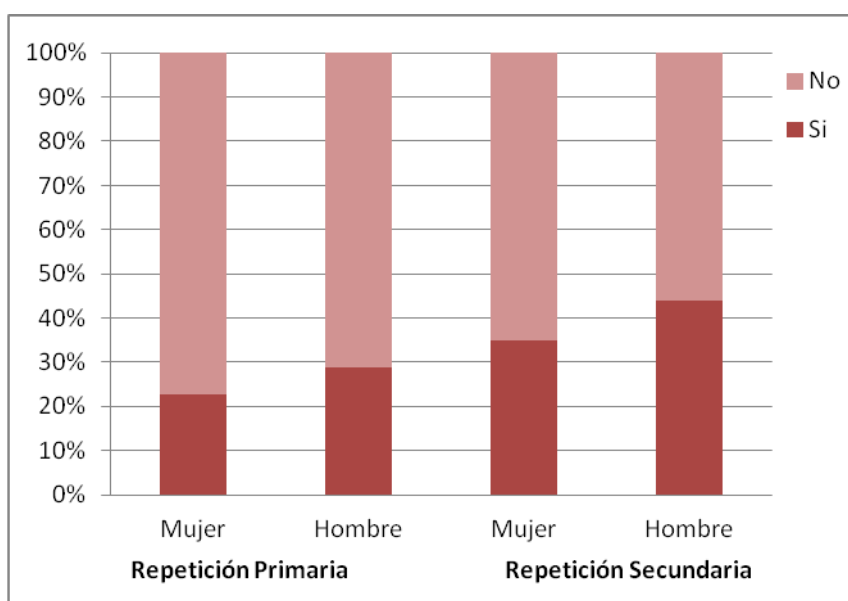
Fuente: elaboración propia a partir de ENAJ (2008).

Cabe señalar que, mientras los jóvenes pertenecientes al tercil bajo de ingresos aluden como principales motivos de asistencia los referidos a la entrada al mercado laboral, el motivo de adquirir una formación concentra la mayores respuestas de los jóvenes del tercil alto (Filardo et al., 2010).

Por otro lado, dentro de las razones de no asistencia aludidas por los jóvenes que abandonaron la enseñanza media, 18% explican su no asistencia a raíz de que comenzaron a trabajar. Esto es una señal del posible *trade off* entre ambas decisiones, implicando que para muchos jóvenes se trata de decisiones sustitutas y no complementarias. No obstante, el mayor motivo de abandono aludido por los jóvenes (40%) corresponde a la falta de interés o de utilidad que encuentran a lo que se enseña.

La literatura atribuye a la repetición escolar uno de los principales motivos de abandono del sistema educativo (Castillo et al., 2012; Filgueira et al., 2006). La incidencia de la repetición en los jóvenes de 14 a 19 años es superior en Secundaria que en Primaria. Un 25.9% de estos jóvenes repitieron al menos una vez en Primaria, en tanto 39.4% lo hicieron en Secundaria. Asimismo, se observan diferencias por sexo, siendo las mujeres las que presentan menores tasas de repetición en ambos niveles.

Figura 8. Incidencia de la Repetición en Primaria y Secundaria según sexo. Jóvenes de 14 a 19 años. Año 2008.



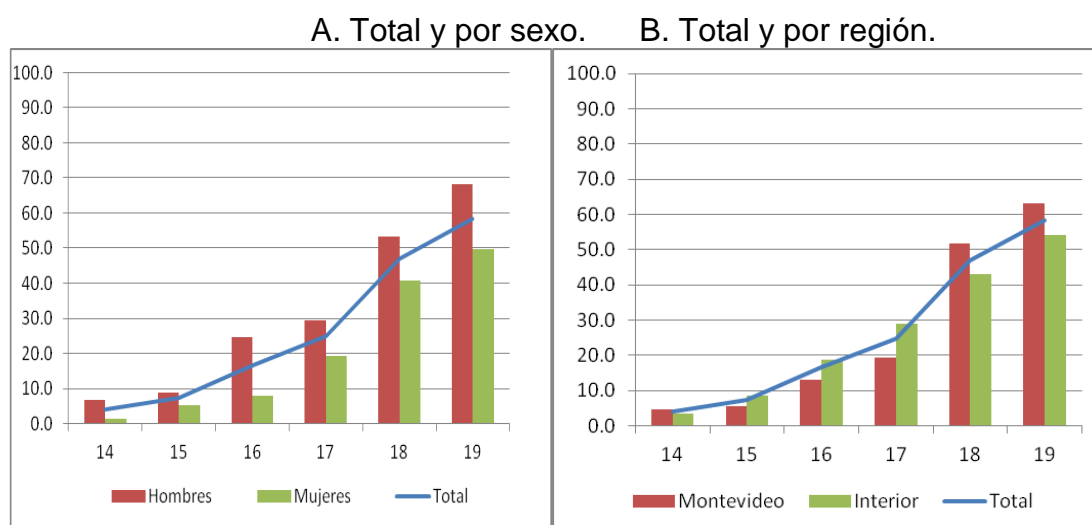
Fuente: elaboración propia a partir de ENAJ (2008).

Del análisis descriptivo se percibe que el 79% de los jóvenes de 14 a 19 años que repitieron al menos un año en Primaria, asisten en 2008 a la educación media, mientras que la cifra es de 98% para aquellos que no repitieron ningún año. Asimismo, si tomamos como referencia a los jóvenes de 18 y más años, tan sólo un 5% de aquellos que repitieron algún año en Primaria, habían logrado finalizar el nivel al 2008. Esta cifra asciende a 44% para aquellos que no experimentaron rezago escolar.

### Decisión de participación de los jóvenes en el mercado laboral

Si se observa para el 2008 la participación en la PEA por edades simples, vemos que la misma aumenta con la edad, y que en particular, para la edad de 18 años, la proporción de jóvenes pertenecientes a la PEA casi duplica a la de los 17 años (Figura 9). A partir de la mayoría de edad, la participación en el mercado de trabajo se vuelve una situación predominante; más de la mitad de los jóvenes de entre 18 y 19 ha transitado durante más de tres meses por un empleo.

Figura 9. Población que trabaja o busca empleo por edades simples (%). Jóvenes de 14 a 19 años. Año 2008.



Fuente: elaboración propia a partir de ENAJ (2008).

En lo que respecta a las diferencias por sexo, se observa que la participación en la PEA es superior en los hombres que en las mujeres para todas las edades. Asimismo, estas diferencias por sexo, son más marcadas en las edades más jóvenes. Algunas consideraciones sobre la participación de la mujer en la PEA son: por un lado, el cambio generacional que viene ocurriendo en nuestro país desde principio de los '90, que se manifiesta en la creciente incorporación de la mujer en el mercado de trabajo (Bucheli, 2006). Por otro, una incorporación más tardía de las mujeres en el mercado, asociada a que permanecen más tiempo en el sistema educativo que los hombres, y muchas veces interrumpen su vida laboral por maternidad (Bucheli, 2006; Díez de Medina; 1992).

También se observan diferencias en la participación de los jóvenes en la PEA por región. Previo a la mayoría de edad, los jóvenes residentes en el Interior del país presentan una participación laboral superior a la de los jóvenes de Montevideo. Este comportamiento se revierte una vez cumplidos los 18 años. Ferrari et al. (2010), en un análisis temporal de la tasa de empleo para el periodo 2001-2008 refiere a la proporción de adolescentes de 14 a 17 años que trabajan, y se observa cómo en este tramo los adolescentes del Interior presentan para todos los años tasas superiores que los de Montevideo, pero que con el correr de los años han tendido a converger.

Del cuadro siguiente se desprende que la principal traba, aludida por los jóvenes, para conseguir empleo es el no contar con el nivel educativo requerido (47.2%). Si bien esto se mantiene tanto para los asistentes como para los no asistentes, cobra mayor relevancia para los primeros (51% de los asistentes y 35% de los no asistentes). Otras dificultades que siguen en importancia son el

no cumplir con los requisitos de edad y el no tener experiencia. Si bien esto es así para el total de asistentes, para los no asistentes la segunda razón más importantes es la 'falta de voluntad o esfuerzo' (19%).

Figura 10. Principal dificultad que los jóvenes tienen actualmente para conseguir trabajo (%). Jóvenes de 14 a 19 años. Año 2008.

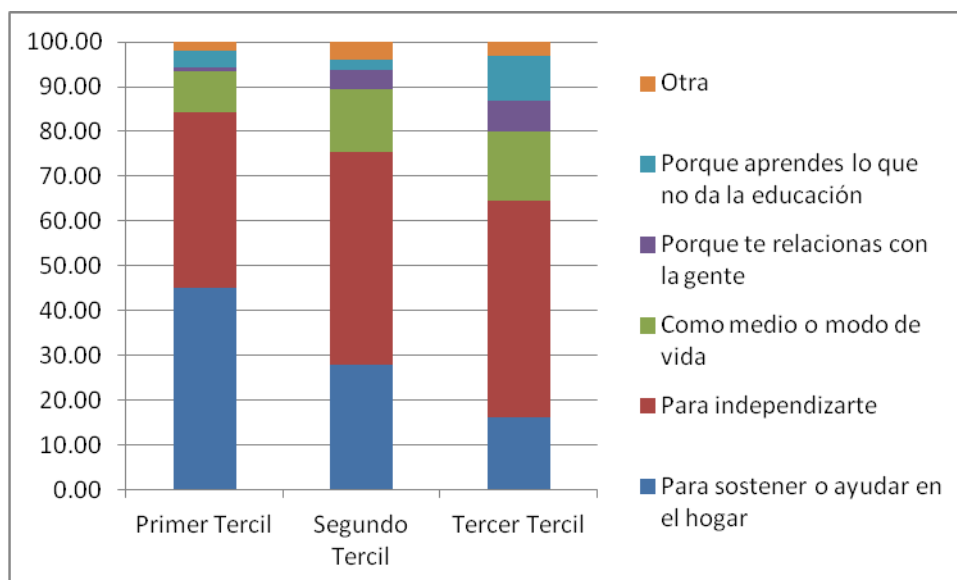
<b>No tener el nivel educativo requerido</b>	<b>47.16</b>
<b>Ser menor de edad</b>	14.61
<b>No tener experiencia</b>	12.38
<b>Falta de voluntad o esfuerzo</b>	12.25
<b>Hay discriminación</b>	4.33
<b>No tener capacitación específica</b>	2.90
<b>No sabe</b>	2.81
<b>No tener buena presencia</b>	2.44
<b>Falta de relaciones o recomendaciones</b>	1.12
<b>Total</b>	<b>100.00</b>

Fuente: elaboración propia a partir de ENAJ 2008.

Para aquellos que alguna vez trabajaron o trabajan actualmente, los principales motivos por lo que lo hicieron son para independizarse y para sostener o ayudar en el hogar (77%) (Figura 11). En general, puede decirse que son principalmente motivos económicos los que llevan a que los jóvenes se inserten de forma temprana en el mercado de trabajo. Sin embargo ambos motivos pueden tener una lectura distinta si se considera el nivel de ingreso del hogar. El motivo de apoyar o sostener el hogar tiene mayor peso para los jóvenes pertenecientes al tercil más bajo de la distribución del ingreso, mientras

que el motivo de independizarse tiene mayor peso en los jóvenes que pertenecen al tercil más alto.

Figura 11. Razones por las cuales trabajan o trabajaron alguna vez según tercil de ingreso (%). Jóvenes de 14 a 19 años.



Fuente: elaboración propia a partir de ENAJ 2008.

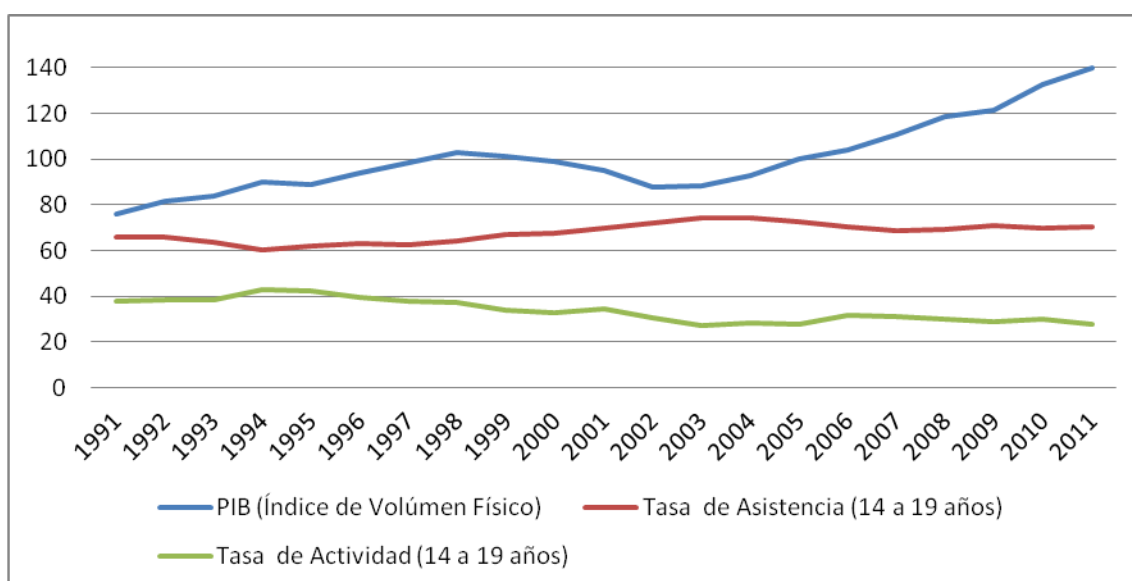
Pocos son los jóvenes que plantean como principal razón el aprendizaje o la experiencia (11.8%), y dentro de este grupo de jóvenes son los hombres lo que más atribuyen a esta causa su participación en el mercado de trabajo. Las mujeres por su parte, lo hacen en mayor medida que los hombres para apoyar o sostener el hogar. Por su parte, para aquellos jóvenes de 14 a 19 años que no trabajan, el 45 % lo atribuye a que prefieren utilizar el tiempo para estudiar. Indistintamente del nivel de ingreso, para los adolescentes de 14 a 19 años, continuar los estudios es el principal argumento por los cuales se mantienen fuera del mercado.

Una mirada global: asistencia a la enseñanza y actividad laboral de los jóvenes uruguayos.

Hasta el momento hemos analizado las decisiones de asistencia al sistema educativo y participación al mercado de trabajo de los jóvenes de forma independiente. Sin embargo, a lo largo de la descripción se han aludido constantemente factores comunes que intervienen en una y otra decisión, y hacen pensar en la interdependencia que une a ambas decisiones.

- *Evolución de la asistencia y participación en las últimas décadas.*

Figura 12. Evolución del PIB, la Tasa de Actividad y la Tasa Bruta de Asistencia. Jóvenes de entre 14 y 19 años. País Urbano. Años 1991 – 2011.



Fuente: elaboración propia a partir de ECHs.

En líneas generales se observa un comportamiento inverso entre la tasa de asistencia y la de actividad así como un comportamiento de similar tendencia entre esta última y el PBI, para el grupo de jóvenes de 14 a 19 años. Si se observa la evolución punta a punta de cada una de estas tasas, la asistencia se incrementó un 4.45% y la actividad disminuyó un 9.78% en el período

considerado de prácticamente dos décadas. Estas tendencias al igual que la evolución del PIB no han sido continuas y su principal punto de inflexión se corresponde con la crisis de 2002. De esta forma, el aumento de la asistencia al sistema educativo hasta 2004, año en que se retoma el crecimiento económico, se explica en parte en la prolongada depresión del mercado de trabajo, lo cual desalienta la búsqueda de empleo e incentiva la vuelta o permanencia en el sistema educativo (Bucheli, 2006; Ferrari et al., 2010). Esto explica la fuerte caída en la tasas de actividad para este grupo de jóvenes a partir del 2002, que luego se recupera levemente pero no llega nunca a los niveles pre crisis. Una interpretación de esto se encuentra en Bucheli (2006) donde analiza la caída en la tasa de actividad de los jóvenes en los últimos años, y la incorporación más tardía al mercado de trabajo a causa del prolongamiento de los años de estudio, ya no como un fenómeno coyuntural, sino como algo que se viene constatando con el tiempo. Sin embargo, no toda la caída en la tasa de actividad de los jóvenes se corresponde con un aumento en la tasa de asistencia; en efecto, el porcentaje de jóvenes que no estudian ni trabajan también ha venido en aumento en el último período (fenómeno “ni-ni”) (Castillo et al., 2012).

Con respecto a las tasas de asistencia es importante precisar las diferencias que se esconden al considerar a la totalidad de jóvenes de 14 a 19 años, ya que la tasas de asistencia para el grupo de 14 a 17 han sido en todo el periodo analizado muy superiores a las de los jóvenes de 18 a 19 años (Figura I.1 ANEXO I). Se observa también el aumento diferenciado de la asistencia al sistema educativo en el período de dos décadas, siendo de casi 5% para los de 14 a 17 y de casi 3% para los de 18 a 19 años.

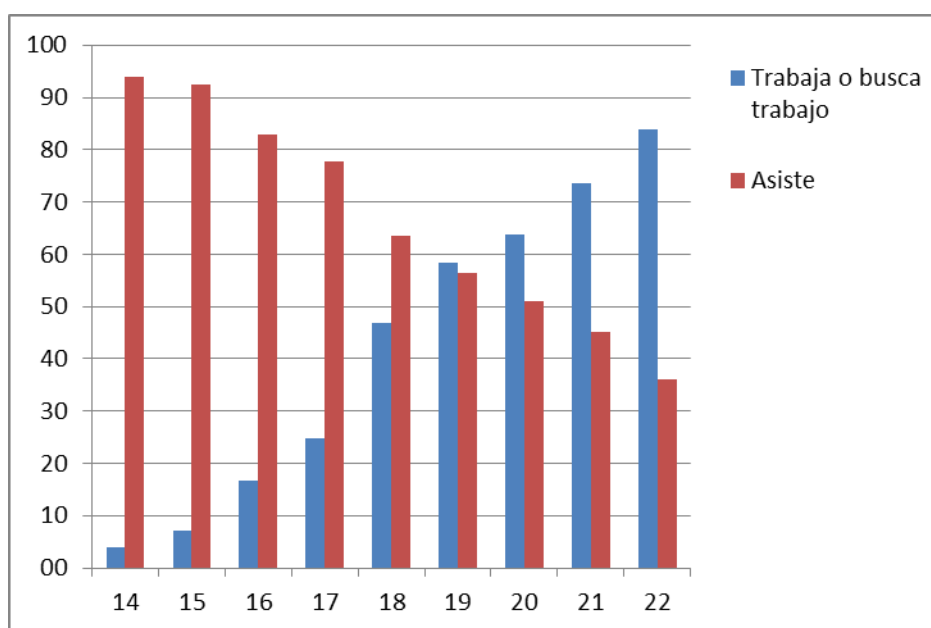


Merece señalarse que el año 2008 aparece como un claro punto de inflexión en la asistencia. Hipótesis sobre esto pueden encontrarse en la estrecha relación al ciclo, anteriormente mencionada. Por su parte, otra explicación refiere a la puesta en marcha a partir de 2008 del Programa de Asignaciones Familiares (AFAM - Plan de Equidad), que tiene como una de sus contrapartidas la obligatoriedad de la asistencia de los menores. Por último, también puede tener que ver en la explicación, la ampliación en dicho año de la obligatoriedad de la educación al segundo ciclo de la enseñanza media.

- *Caracterización de la asistencia y participación*

La tendencia decreciente de la asistencia con la edad a partir de los 14 años se acompaña de una participación laboral creciente de los jóvenes (Figura 13). En particular, la evolución de la serie de asistentes por edad resulta ser “espejo” de la de activos.

Figura 13. Asistencia a centro educativo y participación en el mercado de trabajo por edades simples (%). Jóvenes de 14 -22 años. Año 2008.



Fuente: elaboración propia a partir de ENAJ (2008).

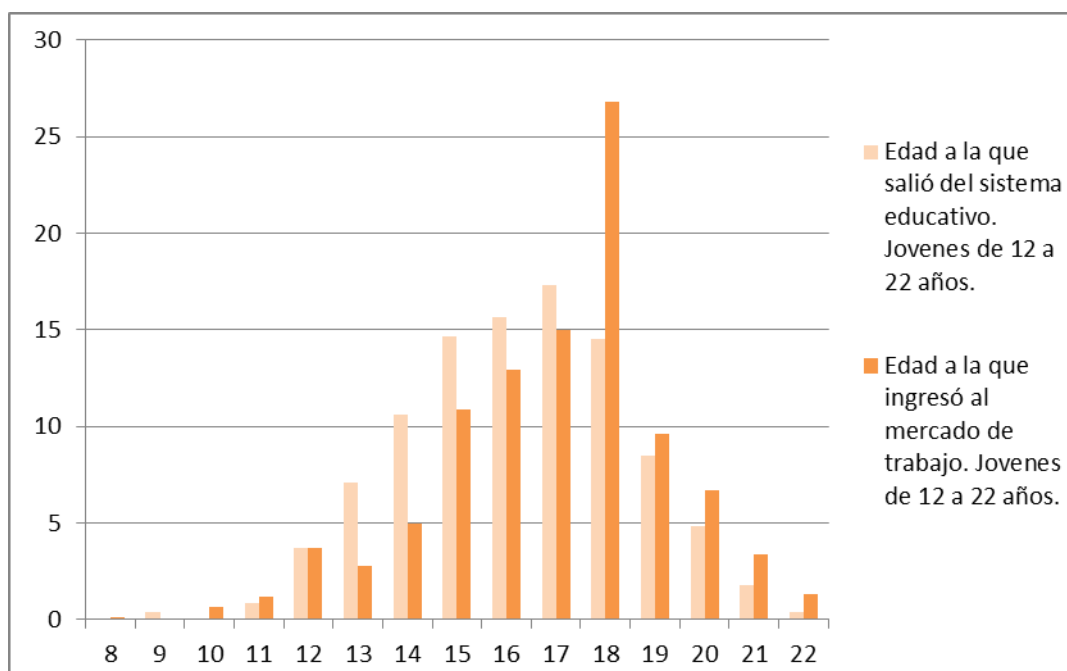
Es interesante remarcar el punto de inflexión que representa la mayoría de edad. En particular, previo a los 19 años, la decisión de asistencia tiene un peso mayor en los jóvenes frente a la decisión de participación; a la edad de 19, la proporción de los que asisten casi que iguala a los que participan; y a partir de los 19 en adelante, la participación es la decisión que predomina.

En el siguiente gráfico se muestra la proporción de jóvenes de 12 a 22 años que salen del sistema educativo e ingresan al mercado de trabajo según edad de salida e ingreso<sup>12</sup>. Con respecto a la edad de entrada al mercado de trabajo, sobresale un primer pico a los 15 años (10.9%) y un segundo a los 18 años (26.9%). Por otro lado, en cuanto a la edad de salida del sistema educativo, el pico se da a la edad de 17 años (17.4%). Sin embargo, se mantienen altas frecuencias para las edades previas; un 14.7% de los jóvenes abandona el sistema educativo a la edad de 15 años, y un 15.7% lo hace a la edad de 16. A simple vista puede hablarse de un desfase en las edades de abandono escolar e ingreso al mercado por parte de los jóvenes. Mientras que el 70% de los jóvenes desertores de 12 a 22 años que han tenido al menos una experiencia de trabajo, han abandonado el sistema educativo previo a los 17 años de edad, sólo un 52% reporta haber incursionado en el mercado previo a esa edad. Es decir, la incorporación en el mercado de trabajo no necesariamente se da forma inmediata a la salida del sistema educativo.

---

<sup>12</sup> Para la representación de este gráfico se considera un grupo etario más amplio de jóvenes (12 a 22), debido a las pocas observaciones que se tienen para el tramo de 14 a 19 años, que cumplan con la condición de no asistir actualmente al sistema educativo y de haber tenido al menos una experiencia laboral.

Figura 14. Edad de SALIDA del sistema educativo e INGRESO al mercado de trabajo. Jóvenes de 12 a 22 años que no asisten actualmente y tuvieron su primera experiencia laboral. Año 2008.



Fuente: elaboración propia a partir de ENAJ (2008).

Si bien de la observación de ambos gráficos, se desprende la fuerte correlación que existe entre las decisiones de asistencia y participación, no puede decirse que estas decisiones se definan únicamente por el *trade off* que existe entre ellas. Esto queda claro al evidenciar que ambas decisiones no resultan alternativas excluyentes para todos los jóvenes, en tanto subsiste una proporción significativa de jóvenes que realiza simultáneamente ambas actividades, mientras que otros no realizan ninguna de las dos. Buscando contemplar estas decisiones, podemos dividir la muestra de jóvenes de 14 a 19 años en cuatro categorías excluyentes: quienes estudian únicamente (“Estudiantes”), quienes sólo participan (“Jóvenes trabajadores”), los que

estudian y participan (“Estudiantes trabajadores”), y aquellos que no estudian ni participan (“Jóvenes del hogar”)<sup>13</sup>.

Figura 15. Grupos de jóvenes según asistencia al sistema educativo y actividad laboral. Jóvenes de 14 a 19 años. Año 2008.

		Participación en el mercado de trabajo	
		<i>Participa</i>	<i>No participa</i>
Asistencia al sistema educativo	<i>Asiste</i>	12.06%	66.54%
	<i>No asiste</i>	13.09%	8.31%

Fuente: elaboración propia a partir de ENAJ (2008).

## 6.2 Resultados de la estimación del modelo

En esta sección se analizan los principales resultados obtenidos a partir de la estimación del probit bivariado. Previo al análisis de los factores que se encuentran por detrás de las decisiones de trabajar y de estudiar, se procede a verificar la adecuación de la metodología bivariada para el estudio de estas decisiones, y su tratamiento como decisiones simultáneas.

El análisis se presenta, en primer lugar, para la totalidad de jóvenes de 14 a 19 años que han asistido alguna vez a la Educación Media<sup>14</sup>. Asimismo, a efectos de considerar comportamientos particulares según sexo, edad y lugar de residencia del joven, hemos trabajado con distintas sub-muestras de población.

<sup>13</sup> Los nombres de las categorías corresponden a Rama y Filgueira (1991).

<sup>14</sup> En la Figura II.1 del Anexo II se muestran los resultados para la población total de jóvenes de entre 14 a 19 años, con la diferencia de haber excluido, respecto al modelo general, la variable correspondiente a Repetición en Secundaria. Lógicamente, dicha variable tiene lugar únicamente en los jóvenes que han asistido alguna vez a la enseñanza secundaria. Excluir la variable incrementa las observaciones en una 6.7% respecto a la muestra general, correspondientes a jóvenes de 14 a 19 que, o bien, no asisten actualmente al sistema, o lo hacen de forma rezagada en Primaria.

De estos universos, se presentan los resultados que se entienden más relevantes a considerar<sup>15</sup>.

Siguiendo los trabajos empíricos que han analizado la temática, se consideran las siguientes variables explicativas para determinar las decisiones de asistencia y participación. Ante la duda de que algunas de las variables estuvieran describiendo parte del mismo fenómeno, se procedió a realizar un análisis de correlación (1 a 1) entre la totalidad de las variables consideradas. Vale señalar que el análisis de matrices de correlación muestra correlaciones menores a 0.52 entre todas las variables explicativas.

En líneas generales, dichas variables intentan captar la influencia que tienen sobre las decisiones en cuestión características sociodemográficas del joven, características del hogar y del entorno, y variables de percepción. Limitaciones en la disponibilidad de información (o más precisamente, en la complejidad que presenta la medición de los fenómenos que se quieren medir), permiten que el trabajo haga énfasis principalmente en aspectos de análisis micro; es decir, atinentes al individuo y al hogar. Los aspectos meso y macro de análisis son recogidos en menor medida por algunas de las variables consideradas (tasa de matriculación departamental, percepción de la situación relativa del mercado de trabajo y dificultades para su inserción).

A continuación se presenta para estas variables, su definición y las respectivas frecuencias en la población.

---

<sup>15</sup> Cabe señalar que en el análisis por sub-muestras algunas variables dejan de dar significativas, y otras, si bien resultan significativas su interpretación resulta confusa. Si bien en parte esto puede atribuirse a la insuficiencia de observaciones; en otros casos, no encontramos explicación.

Figura 16. Definición de las variables utilizadas.

VARIABLES	DEFINICIONES	FRECUENCIA/ MEDIA
<b>VARIABLES Dependientes</b>		
Asistencia al sistema educativo	1 si asiste 0 si no asiste	82.33% 17.67%
Participación en la PEA	1 si trabaja o busca empleo 0 si no trabaja o busca empleo	23.86% 76.14%
<b>VARIABLES Independientes</b>		
<b>Características sociodemográficas del joven</b>		
Mujer	1 si es mujer 0 si es hombre	49.85% 50.15%
Edad	Años de edad	16.42
Mayoría de edad	1 si tiene 18 o más años 0 si es menor de 18 años	30.31% 69.69%
Repetición en Primaria	1 si repitió al menos un año en Primaria 0 si nunca repitió	21.90% 78.10%
Repetición en Secundaria	1 si repitió al menos un año en Secundaria 0 si nunca repitió	39.37% 60.63%
Educación Preescolar	1 si asistió a educación preescolar 0 si nunca asistió	93.20% 6.80%
<b>Características del hogar</b>		
Educación primaria de la madre	1 si el nivel educativo más alto alcanzado es Primaria 0 en otro caso	33.00% 67.00%
Educación secundaria de la madre	1 si el nivel educativo más alto alcanzado es Secundaria 0 en otro caso	50.81% 49.19%
Educación terciaria de la madre	1 si alcanzó estudios terciarios 0 en otro caso	16.18% 83.82%
Educación primaria del padre	1 si el nivel educativo más alto alcanzado es Primaria 0 en otro caso	39.08% 60.92%
Educación secundaria del padre	1 si el nivel educativo más alto alcanzado es Secundaria 0 en otro caso	49.76% 50.24%
Educación terciaria del padre	1 si alcanzó estudios terciarios 0 en otro caso	11.16% 88.84%
Hijos propios	1 si tiene hijos propios 0 en otro caso	4.13% 95.87%
Mujer con hijos propios	1 si es madre 0 en otro caso	7.38% 92.62%
Hogar "independiente"	1 si vive en un hogar "independiente" 0 en otro caso	1.98% 98.02%
Hogar monoparental	1 si vive en un hogar monoparental 0 en otro caso	18.63% 81.37%
Hogar biparental	1 si vive en un hogar biparental 0 en otro caso	56.96% 43.04%
Hogar extendido	1 si vive en un hogar extendido 0 en otro caso	22.42% 77.58%
Ser hermano mayor	1 si es el hermano mayor del hogar 0 en otro caso	61.40% 38.60%
Hogar beneficiario de AFAM	1 si el hogar recibe asignación familiar 0 en otro caso	39.47% 60.53%
Propiedad de la vivienda	1 si vive en una vivienda en la cual él o su familia es propietaria 0 en otro caso	70.34% 29.66%
Ingreso (log) per cápita del hogar sin considerar el ingreso laboral del joven	Logaritmo del ingreso per cápita total del hogar excluido el ingreso laboral del joven	8.49
<b>Características del contexto (territoriales/ escolar)</b>		
Montevideo	1 Montevideo 0 Interior	41.42% 58.58%
Tasa de Matriculación en Bachillerato	Tasa de Matriculación en Bachillerato por Departamento	63.05%
<b>VARIABLES de opinión</b>		
Expectativas en el nivel de vida	1 si piensan que su nivel de vida a los 30 años va a ser superior al de sus padres 0 en otro caso	55.20% 44.80%
Dificultades inserción laboral	1 si piensan que la principal dificultad para conseguir empleo es por falta de "aptitudes" 0 en otro caso	77.61% 22.39%
Mejoras relativas en el mercado laboral	1 si piensan que la situación de los jóvenes respecto a conseguir empleo es mejor o igual que hace 5 años atrás 0 en otro caso	54.08% 45.92%

### Primera aproximación: ¿decisiones conjuntas?

Un primer paso consiste en corroborar si se trata efectivamente de decisiones que se determinan conjuntamente. En caso que así fuera, el tratamiento de las mismas a partir de una modelización bivariada supone una ganancia de eficiencia en la estimación (Green, 1999).

Tal como se señaló en la metodología, para corroborar esto se procedió a testear la correlación de los errores. El estadístico utilizado fue la razón de Verosimilitud (LR) y la hipótesis nula es la de inexistencia de correlación. Como primer resultado, se tiene que para el modelo considerado (muestra total y subpoblaciones) se rechaza la hipótesis de correlación cero entre los errores de ambas ecuaciones al 99% de confianza; por lo que puede afirmarse que las decisiones de asistencia y de actividad no son independientes<sup>16</sup>.

Asimismo, además de significativa, la correlación es siempre de signo negativo. Esto confirma el sentido de la relación entre ambas decisiones, evidenciando un comportamiento simétrico entre la decisión de no asistir y la de participar en la PEA para los jóvenes de 14 a 19 años. Por otra parte, las variables presentan en la gran mayoría de los casos, signos opuestos, lo que permite hablar de un *trade-off* entre ambas decisiones para cada una de las variables consideradas.

---

<sup>16</sup> Es necesario hacer una precisión acerca de la interpretación del rho. La estimación del coeficiente de correlación no es una medida estricta de la relación entre la decisión de asistencia al sistema educativo y participación laboral, sino una indicación del grado de relación de los factores inobservables que determinan ambas decisiones. En este entendido, la significación del rho, su signo y magnitud, permiten hablar de la existencia de determinantes de las decisiones de asistencia y participación, no relacionados con las variables incorporadas en el modelo, y que se encuentran, de hecho, altamente relacionados y de forma negativa (Marchionni y Sosa, sf).

En línea con los trabajos nacionales e internacionales sobre el tema, se confirma así la primera y segunda hipótesis de trabajo; es decir, la asistencia y la participación pueden considerarse como decisiones que surgen de un mismo proceso de decisión.

#### Determinantes de las decisiones de asistencia y participación para los jóvenes de 14 a 19 años.

La totalidad de las variables utilizadas en el modelo resultaron estadísticamente significativas a los niveles estándar (al 1%, excepto para la variable que indica la mayoría de edad, la cual resultó significativa al 10%), a la vez que presentaron los signos esperados. A los efectos de cuantificar la incidencia de cada una de las variables sobre la probabilidad de asistir y de participar en la PEA, hemos calculado los efectos marginales. La magnitud de estos efectos depende de la variable cuyo efecto se evalúa, así como de los valores del resto de las variables consideradas.

- *Análisis sobre las probabilidades incondicionadas de asistencia y participación*

En primer lugar, nos remitiremos a señalar el impacto de un cambio en estas variables sobre las probabilidades marginales de los eventos de interés (asistir y participar). Los resultados se muestran en la Figura 17 y 18.



Figura 17. Estimaciones Modelo Probit Bivariado. Variables dependientes: Asistencia al sistema educativo y Participación laboral. Jóvenes de 14 a 19 años. Año 2008.

VARIABLES	Asistencia		Participación	
	Coef.	Errores. Est.	Coef.	Errores. Est.
Mujer	0.367	(0.0076)***	-0.369	(0.0068)***
Edad	-0.320	(0.0044)***	0.369	(0.0040)***
Mayoría de edad	-0.027	(0.0138)*	0.288	(0.0124)***
Repetición en Primaria	-0.317	(0.0083)***	0.162	(0.0079)***
Repetición en Secundaria	-0.130	(0.0075)***	0.241	(0.0067)***
Educación Preescolar	0.317	(0.0122)***	-0.198	(0.0119)***
Educación secundaria de la madre	0.451	(0.0079)***	-0.061	(0.0074)***
Educación terciaria de la madre	0.621	(0.0151)***	-0.175	(0.0124)***
Educación secundaria del padre	0.115	(0.0077)***	-0.074	(0.0071)***
Educación terciaria del padre	0.744	(0.0189)***	-0.239	(0.0138)***
Hijos propios	-0.150	(0.0423)***	0.179	(0.0399)***
Mujer con hijos propios	-1.261	(0.0460)***	-0.394	(0.0431)***
Hogar "independiente"	-0.187	(0.0233)***	0.334	(0.0221)***
Hogar monoparental	-0.247	(0.0095)***	0.127	(0.0086)***
Hogar extendido	-0.150	(0.0098)***	0.154	(0.0089)***
Ser hermano mayor	-0.096	(0.0085)***	0.163	(0.0076)***
Hogar beneficiario de AFAM	0.330	(0.0102)***	-0.084	(0.0092)***
Propiedad de la vivienda	0.152	(0.0078)***	-0.072	(0.0072)***
Ingreso per cápita (ln)	0.270	(0.0050)***	-0.267	(0.0045)***
Montevideo	0.055	(0.0087)***	0.073	(0.0073)***
Tasa de Matriculación en Bachillerato	0.011	(0.0005)***	-0.001	(0.0004)***
Expectativas en el nivel de vida	0.065	(0.0073)***	0.065	(0.0066)***
Dificultades inserción laboral	0.222	(0.0085)***	-0.199	(0.0078)***
Mejoras relativas en el mercado laboral	0.086	(0.0073)***	-0.059	(0.0065)***
Constante	2.403	(0.0841)***	-4.347	(0.0762)***
Observaciones	243,956		243,956	
	Coef.	Errores. Est.		
<b>rho</b>	-0.488	0.004		
Significación: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				

Figura 18. Efectos Marginales del Modelo Probit Bivariado. Jóvenes de 14 a 19 años. Año 2008.

VARIABLES	Efectos Marginales sobre Probabilidad(Asistir)		Efectos Marginales sobre Probabilidad(Participar)	
	Efecto Mg.	Errores Est.	Efecto Mg.	Errores Est.
Mujer	0.065	(0.0013)***	-0.083	(0.0015)***
Edad	-0.056	(0.0008)***	0.083	(0.0009)***
Mayoría de edad	-0.005	(0.0024)*	0.065	(0.0028)***
Repetición en Primaria	-0.056	(0.0015)***	0.037	(0.0018)***
Repetición en Secundaria	-0.023	(0.0013)***	0.054	(0.0015)***
Educación Preescolar	0.056	(0.0021)***	-0.045	(0.0027)***
Educación secundaria de la madre	0.079	(0.0014)***	-0.014	(0.0017)***
Educación terciaria de la madre	0.109	(0.0026)***	-0.040	(0.0028)***
Educación secundaria del padre	0.021	(0.0015)***	-0.017	(0.0016)***
Educación terciaria del padre	0.109	(0.0022)***	-0.052	(0.0029)***
Hijos propios	-0.026	(0.0074)***	0.040	(0.0090)***
Mujer con hijos propios	-0.222	(0.0081)***	-0.089	(0.0097)***
Hogar "independiente"	-0.033	(0.0041)***	0.075	(0.0050)***
Hogar monoparental	-0.043	(0.0017)***	0.029	(0.0019)***
Hogar extendido	-0.026	(0.0017)***	0.035	(0.0020)***
Ser hermano mayor	-0.017	(0.0015)***	0.037	(0.0017)***
Hogar beneficiario de AFAM	0.058	(0.0018)***	-0.019	(0.0021)***
Propiedad de la vivienda	0.027	(0.0014)***	-0.016	(0.0016)***
Ingreso per cápita (ln)	0.048	(0.0009)***	-0.060	(0.0010)***
Montevideo	0.009	(0.0015)***	0.017	(0.0017)***
Tasa de Matriculación en Bachillerato	0.002	(7.87e-05)***	-0.000	(8.40e-05)***
Expectativas en el nivel de vida	0.011	(0.0013)***	0.015	(0.0015)***
Dificultades inserción laboral	0.039	(0.0015)***	-0.045	(0.0018)***
Mejoras relativas en el mercado laboral	0.015	(0.0013)***	-0.013	(0.0015)***
Observaciones	243,956		243,956	
Significación: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				

Nota 1: Los Errores estándar son calculados en base al Método Delta.

Nota 2: Los Efectos marginales son calculados en base al criterio AME (Average Marginal Effects)

## **Sexo**

Comenzando por las variables que reflejan características personales de los jóvenes, analizamos en primer lugar la variable sexo. Los resultados indican que son las mujeres las que tienen mayor probabilidad de asistir y menor probabilidad de participar en la PEA en comparación con los hombres (6.45% y 8.34% respectivamente). Esto corrobora para Uruguay el hecho ya conocido de que las mujeres presentan mayores niveles de asistencia que los hombres, alcanzando en promedio niveles educativos superiores (Espino, 2012). La mayor probabilidad de asistencia de las mujeres puede asociarse a las primas por educación inferiores que obtienen respecto a los hombres; es decir, las mujeres requieren mayores credenciales educativas que los hombres para lograr los mismos desempeños en el mercado laboral (Espino, 2012).

Cabe señalar que, cuando se analiza el comportamiento de esta variable (sexo) según Montevideo e Interior del país, se observan comportamientos diferenciados respecto al total de la muestra. Si bien las mujeres tienen menor probabilidad de participar en la PEA que los hombres, las mujeres residentes en el interior presentan una probabilidad mucho menor de participar que las residentes en Montevideo (9.49% y 5.89% respectivamente) (Figura II.4, Anexo II).

## **Edad**

Encontramos que un año adicional de edad reduce la probabilidad de asistir al sistema educativo en 5.64% y aumenta la de participar en 8.32%. Esto concuerda con lo predicho por la TKH. A medida que avanza la edad, el costo de oportunidad de invertir en capital humano se vuelve mayor al tiempo que se

reduce el horizonte de ganancias futuras, disminuyendo por tanto, la demanda por educación<sup>17</sup>. Esto sucede, principalmente, en el entendido que ambas decisiones se muestran como alternativas para los jóvenes considerados; es decir, el tiempo empleado en asistir (y estudiar) compite con el de trabajar. Como se vio en el apartado anterior, la gran mayoría de los jóvenes entre 14 y 19 años se dedica exclusivamente a una actividad, siendo sólo un 12.1% los que logran compatibilizar ambas actividades<sup>18</sup>.

Con el propósito de relevar efectos diferenciales de la edad según sexo y tramos de edad, se procedió a trabajar con sub-muestras. De esto resulta que un año adicional de edad impacta en la probabilidad de participación de los hombres 2p.p más que en las mujeres. Asimismo, se encuentra que un año adicional de edad para el tramo de jóvenes de 18 a 19 años incrementa en 10.7% la probabilidad de ser activo, mientras que para los menores (tramo 14-17) esa probabilidad aumenta un 6.41%. Lo contrario ocurre con la asistencia, disminuyendo la probabilidad de asistir en 4.27% para el tramo de jóvenes de 14 a 17 y en 5.94% para el tramo de 18 a 19. (Figura II.2 y II.3, Anexo II).

### ***Mayoría de edad***

Adicionalmente, una variable cuyo efecto pareció pertinente incluir es la que distingue la mayoría de edad. Con esta variable se pretende testear si existen

---

<sup>17</sup> Asimismo, a mayor edad, los beneficios marginales de la acumulación del capital humano decrecen. Todo esto se evidencia, según Becker (1975), en la inclinación negativa de la curva de demanda por educación.

<sup>18</sup> Una aclaración pertinente: el modelo no incorpora explícitamente una variable que recoja los años de educación del joven. Dada que los años de educación mantienen una correlación inevitable con los años de edad del joven, es probable que la variable de edad esté recogiendo en parte este efecto.

no linealidades en las decisiones consideradas con respecto a la edad. Asimismo, de acuerdo al marco teórico, estas decisiones no son tomadas de forma aislada por el joven, sino que la familia toma un rol importante en su determinación. De alguna manera, es predecible que la mayoría de edad, dada la mayor autonomía que puede representar para el joven, implique algún cambio al respecto.

Los resultados muestran que esta variable, a diferencia de las restantes (todas significativas al 1%), es significativa al 10% para la ecuación de asistencia y al 5% para la ecuación de participación. En particular, puede decirse que el joven mayor de edad tiene una probabilidad de asistir al sistema educativo 0.47% menor que el joven menor de edad. Por otro lado, el ser mayor de edad afecta positivamente la probabilidad de participar en 6.50%. En suma, si bien la mayoría de edad pareciera tener un efecto insignificante en la asistencia de los jóvenes al sistema educativo, tiene un efecto considerable en la decisión de participación laboral. Esto es coherente con lo visto anteriormente en las estadísticas descriptivas, donde se observaba un salto importante en la participación una vez cumplida la mayoría de edad. Con respecto a estos resultados, vale mencionar dos cuestiones: por un lado, es esperable que el impacto en la participación sea mayor, dado que a partir de los 18 años dejan de existir restricciones legales en cuanto a la cantidad de horas y al tipo de trabajo que los jóvenes pueden realizar<sup>19</sup>. Por otro lado, si bien la mayoría de edad concuerda idealmente con la culminación de la enseñanza media, el rezago tiene una incidencia importante en este nivel medio, generando que su culminación se extienda en muchos casos algunos años más.

---

<sup>19</sup> Código de la Niñez y de la Adolescencia. Ley Nro 17.823.

Un resultado importante de señalar refiere al vínculo entre estas decisiones para los mayores de edad. Cuando se particiona la muestra por tramos de edad, se continua constatando una correlación negativa entre los errores de ambas decisiones. Esto, a diferencia de lo señalado por Filardo et al. (2010), indica que para los jóvenes de 18 y 19 años estas decisiones siguen siendo en gran parte sustitutas, y no complementarias.

### ***Repetición en primaria y/o secundaria.***

En lo que refiere a la trayectoria educativa de los jóvenes, en el modelo se incorporan variables de repetición en dos niveles: primaria y secundaria, con el fin de diferenciar el impacto de cada una de ellas en ambas decisiones.

De la estimación del modelo resulta que el haber repetido algún año en primaria reduce la probabilidad de asistencia en 5.59% y aumenta la de participar en 3.66%. Sin embargo, los efectos marginales para la repetición en secundaria son mayores para la ecuación de participación que para la de asistencia; siendo que el haber repetido al menos un año en secundaria reduce la probabilidad de asistencia en 2.28% y aumenta la de ser activo en 5.43%. Estos resultados son coherentes con lo anticipado por la literatura de la desvinculación. Filgueira et al. (2006) y Filardo et al. (2010) insisten en los efectos negativos que la repetición en primaria trae sobre la trayectoria escolar de mediano y largo plazo. Ambos autores coinciden en que esta desvinculación no se da de forma instantánea, sino que ocurre con un efecto diferido en el tiempo, que se observa particularmente en el pasaje de primaria a secundaria o sobre el transcurso en la educación media. Estas explicaciones teóricas, así como los resultados de la estimación, concuerdan con lo visto anteriormente en

las descriptivas. Las tasas de asistencia y finalización de la enseñanza media disminuyen notoriamente ante el evento previo de retraso escolar.

Respecto a los efectos diferenciados del rezago, ya sea en primaria o en secundaria, los resultados son coherentes, en la medida que se presume que la repetición en primaria se asocia mayormente (respecto a la repetición en el nivel medio) con problemas de aprendizaje que pueden desembocar muchas veces en la desvinculación del sistema educativo. La repetición en secundaria, por el contrario, esconde en mayor medida la repetición a causa de inasistencias, lo que supone que los perfiles de los jóvenes que repiten en uno y otro nivel sean bien distintos. En particular para el rezago en secundaria, este resultado se enmarca en los planteos realizados por Rumberger (2004), quien visualiza la deserción como un proceso paulatino de pérdida de compromiso.

De la partición de la muestra según sexo, resulta que la repetición en secundaria pierde significación para las mujeres pero continua siéndolo para los hombres, lo que podría estar explicando los efectos diferenciados de esta variable según sexo, en desmedro de los hombres (Figura II.2, ANEXO II). Ferrari et al. (2010), encuentran el mismo efecto diferencial por sexo pero para la repetición en primaria.

### ***Asistencia a Educación preescolar***

Por último, otra de las variables que recoge información acerca de la trayectoria escolar de los jóvenes, es la asistencia a algún centro de educación preescolar<sup>20</sup>. Como es comentado en la literatura (Berlinski et al., 2000; Loeb et

---

<sup>20</sup> La variable refiere estrictamente a la asistencia del joven a algún jardín, guardería o centro de educación preescolar.

al., 2005), la incorporación en edades tempranas de la niñez a un centro de enseñanza tiene efectos directos sobre la motivación y predisposición de los niños en el aprendizaje, generando escenarios favorables para el desempeño en las siguientes etapas de formación. En las estimaciones presentadas, se muestra que la asistencia a educación preescolar aumenta la probabilidad de asistencia a un centro educativo en los jóvenes de 14 a 19 años en 5.59%; en tanto disminuye su participación laboral en 4.46%. Como es de esperar, si bien la educación inicial tiene un comportamiento “espejo” en ambas decisiones, el impacto se presenta con más fuerza en la decisión de asistencia, generando mayor retención de los jóvenes en el sistema educativo. En cierta medida este resultado va en línea con la evidencia que se tiene para Uruguay<sup>21</sup>.

El haber concurrido en la infancia a un centro preescolar es una decisión que no compete indudablemente al joven, sino a la familia. Este es otro ejemplo, de cómo las decisiones actuales de asistencia y participación de los jóvenes se ven influenciadas en gran medida por decisiones que involucran (o involucraron) directamente a las familias.

Asimismo, de la partición de la muestra por tramos de edad, se observa que la educación preescolar pierde significación para los mayores de edad en la decisión de participación. Con respecto a la asistencia, se encuentra que el haber asistido a algún centro de enseñanza preescolar aumenta la asistencia en 5.46% para el tramo de los más pequeños y en 4.42% para los mayores. Si bien la literatura alude a los efectos de largo plazo de la preescolariedad, es

---

<sup>21</sup> Aguilar y Tansini (2010) corroboran que la educación preescolar tiene un efecto positivo y significativo en el rendimiento de los alumnos de escuelas públicas de Montevideo, tanto en los desempeños de corto como de largo plazo.



esperable que estos efectos se vayan desvaneciendo a medida que se avanza en edad. (Figura II.3, Anexo II).

### ***Clima educativo del hogar: educación de padre y madre***

En lo que refiere a las características del hogar del joven, comenzamos con aquellas que hacen alusión al clima educativo del hogar. Como podrá verse, estas variables son las que demuestran tener mayores efectos en las decisiones consideradas. En general, los trabajos que se tienen para Uruguay se han aproximado a los efectos del clima educativo del hogar mediante el máximo nivel educativo alcanzado por el jefe o cónyuge del hogar (Ferrari, 2010; Bucheli y Casacuberta, 2009). La fuente de información utilizada en el presente trabajo tiene la ventaja de permitir capturar la información sobre los años de educación alcanzados por la madre y el padre del joven, y por tanto, distinguir los efectos diferenciales que pueden tener en las decisiones en cuestión.

De acuerdo a los resultados obtenidos, puede decirse, en términos generales, que las variables de nivel educativo de ambos padres tienen un efecto muy relevante en las decisiones consideradas, repercutiendo en ambos casos a favor de la asistencia, y en detrimento de la participación en el mercado de trabajo. Asimismo, los efectos marginales sobre una y otra decisión resultan muy similares tanto para la madre como para el padre cuando se considera el total de jóvenes de 14 a 19 años.

En particular, se observa el hecho de que la madre o padre hayan alcanzado el nivel terciario de educación (respecto a haber alcanzado como máximo primaria), impacta de forma positiva en la asistencia del joven (10.9%). El

mismo impacto positivo se encuentra si el nivel máximo alcanzado por ambos padres es el de la educación media. En este caso, se evidencia un impacto positivo algo mayor en el caso que sea la madre la que alcanza el nivel (7.94%), respecto a que sea el padre (2.13%). Es decir, considerando niveles medios de educación, la educación de la madre evidencia una influencia mayor en la asistencia del joven respecto a la del padre.

El signo contrario toman estos efectos cuando se atiende a la participación laboral del joven. En particular, que el nivel máximo de educación alcanzado por madre o padre sea el nivel medio, disminuye en similar magnitud la participación laboral del joven (1.37% y 1.70% respectivamente). Cuando lo que se tiene en cuenta es el haber alcanzado la educación superior (respecto a un nivel primario como máximo), la influencia del nivel educativo del padre en la probabilidad de participación del joven es de 5.24% (disminuye), en tanto es de 3.96% en la madre.

Este resultado no es menor, en tanto subraya el importante efecto intergeneracional de la educación. Es decir, independientemente de otras características del joven y del hogar, los mayores niveles educativos que alcancen padres y madres repercuten en mayores niveles de asistencia de sus hijos, y así, en una mayor educación de los mismos. Mirado desde el ángulo opuesto, puede decirse que, una débil acumulación de capital humano en el hogar, puede estar generando trampas intergeneracionales de bajos niveles educativos en los jóvenes, unido a tempranas inserciones en el mercado laboral. Esto va en línea con la perspectiva marxista, comentada en el marco teórico, que ve en la educación un instrumento por el cual la riqueza de los

sectores más pudientes (asociados a mayores niveles educativos) se va transmitiendo de generación en generación (Bowles, 1972).

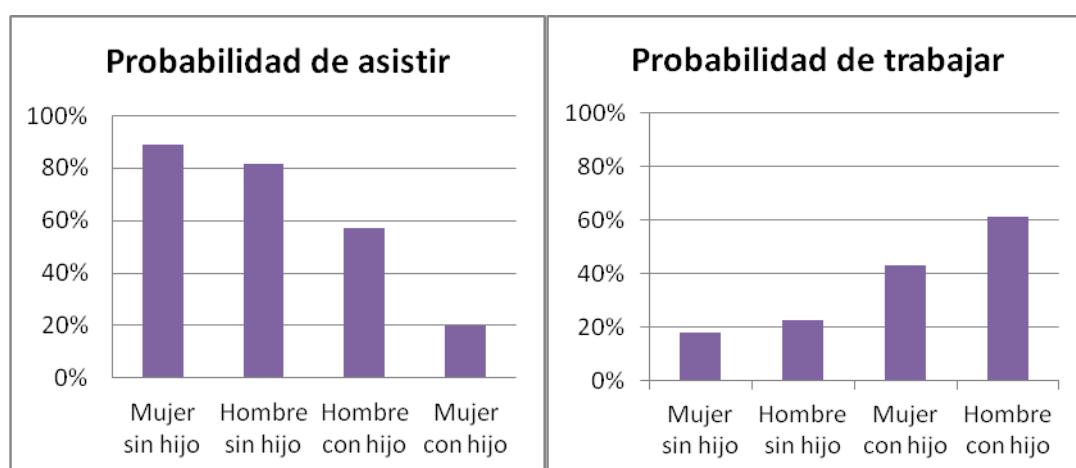
De la partición de la muestra por sexo, se observa que si bien el nivel educativo del padre no presenta comportamientos diferenciados por sexo, la educación de la madre presenta un comportamiento distinto para los jóvenes hombres. Esto último refiere a que los hombres cuyas madres tienen secundaria como máximo nivel educativo alcanzado, incrementan la probabilidad de participar en la PEA en 1.26%. Esta última recién disminuye cuando las madres tienen estudios terciarios, en cuyo caso reduce la probabilidad de que el hijo varón participe en 6.49%. Esto podría estar indicando una discriminación por parte de las madres con menores niveles educativos a favor de que las hijas mujeres permanezcan en el sistema educativo y que los hijos varones se inserten en el mercado de trabajo (Figura II.2, Anexo II).

### ***Tenencia de hijos y maternidad***

Otras de las variables introducidas en el modelo fue la de tener hijos y la de ser madre. La incorporación de las dos variables tiene como objetivo marcar la diferencia entre el hecho de tener un hijo (indistintamente del sexo del joven) y el de ser madre, que en la mayoría de los casos son las principales responsables de la tenencia y cuidado de los niños. Si bien el porcentaje de jóvenes de 14 a 19 años con hijos es reducido (4.03%), es de suponer que el impacto de este evento en sus vidas es muy relevante. En efecto, el tener un hijo reduce la probabilidad de asistir en 2.64% e incrementa la de trabajar en 4.03%, al tiempo que el ser madre reduce la probabilidad de asistir y también la de participar en 22.2% y 8.89% respectivamente (con respecto a la

probabilidad correspondiente a un hombre sin hijo). A los efectos de ordenar las probabilidades de cada una de las decisiones, en la Figura 19 se muestra la probabilidad de asistir y participar en el mercado de trabajo según tenencia de hijo y sexo.

Figura 19. Probabilidad de asistir y trabajar según sexo y tenencia de hijo. Jóvenes de 14 a 19 años. Año 2008.



Fuente: elaboración propia a partir de ENAJ (2008).

De la Figura 19 se concluye que las mujeres con hijos son las que tienen menor probabilidad de asistencia, siguiéndole los hombres con hijos, hombres sin hijos y mujer sin hijo. Esto es consistente con las estimaciones realizadas por Bucheli y Casacuberta (2009) para el mismo año, a pesar de que las mismas se corresponden a jóvenes de hasta 17 años de edad. En cierta forma, estos resultados resultan intuitivos, en la medida que el tener un hijo fuerza, en la gran mayoría de los casos, a la salida laboral de al menos uno de los padres, de modo de poder enfrentar los costos adicionales que la maternidad/paternidad conlleva. Para entender cómo resuelve el hogar quien sale al mercado y quien queda al cuidado del niño, valen las consideraciones planteadas por la teoría de las decisiones colectivas (Basu, 2001; Benería, 2008). En particular, la división de tareas a la interna del hogar dependerá en

gran medida del poder de negociación implícito entre sus miembros, así como del papel que las familias de estos jóvenes tengan en la toma de decisión. Dada la arraigada división de tareas por género, es predecible el resultado de que sean los padres jóvenes quienes salen al mercado, mientras las mujeres jóvenes se quedan en el hogar al cuidado de los hijos (Aguirre, 2009).

La partición de la muestra según sexo, permite confirmar el comportamiento esperado de la variable que representa el tener hijos propios: la tenencia de hijos disminuye la probabilidad de asistencia al sistema educativo para ambos sexos, en tanto incrementa la participación laboral sólo para los hombres (Figura II.2, Anexo II).

### ***Conformación del hogar***

A efectos de recoger en el modelo la influencia de las distintas conformaciones de hogar en que viven los jóvenes en las edades consideradas, se construyeron 4 variables discretas. A diferencia de otros trabajos que se concentran en las edades de 14 a 17, el presente trabajo amplía las edades consideradas hasta los 19 años, por lo cual se dispone de una conformación más heterogénea de hogares, lo cual es preciso contemplar. Es un hecho conocido que las edades correspondientes a la mayoría de edad se caracterizan por ser etapas de transición hacia la adultez, en las cuales, para varios jóvenes, converge el proceso de salida del hogar de origen y/o el de creación de un nuevo hogar independiente. En particular, para Uruguay, la edad promedio en que los jóvenes abandonan el hogar de origen ronda entre los 18 y 19 años de edad, lo cual se ha mantenido relativamente estable en las últimas décadas (Aguirrezabalaga, Bray y Calegari, 2011).

Con la variable 'hogar independiente' se pretende recoger a aquellos jóvenes de 14 a 19 años, que de alguna manera, han optado por un camino independiente o emancipado. Esto comprende a todos aquellos jóvenes que han conformado un nuevo hogar, ya sea: viviendo solos, viviendo en pareja, o viviendo con hijos propios con o sin pareja (representa la realidad de un 2.24% del total de jóvenes considerados). Las variables 'hogar monoparental' y 'hogar biparental' engloban respectivamente a aquellos jóvenes que viven en hogares con presencia de un solo padre/madre o de ambos. Por último, en 'hogar extendido' se comprende a aquellos jóvenes que viven en hogares con otros familiares y/o no parientes<sup>22</sup>.

Consideradas en conjunto puede decirse que los jóvenes pertenecientes a 'hogares biparentales' tienen una probabilidad mayor de asistencia y menor de participación que los jóvenes que pertenecen a los otros tipos de hogar. En concreto, es de esperar que los hogares 'monoparentales' e 'independientes', por la propia naturaleza de su conformación, enfrenten necesidades mayores de ingresos, que los hagan escenarios menos favorables para la continuación (en tiempo y forma) de los estudios y presenten mayor urgencia para el ingreso al mercado laboral.

Los resultados indican que la pertenencia a un hogar 'independiente', 'monoparental' o 'extendido' impacta negativamente en la probabilidad de asistencia al sistema educativo del joven, disminuyéndola en un 3.29%, 4.35% y 2.64% respectivamente, respecto a la pertenencia a un hogar biparental. El

---

<sup>22</sup> Es decir, esta categoría (hogar extendido) incorpora, en nuestro caso, a los hogares compuestos.

efecto sobre la probabilidad de participar en la PEA tiene el signo opuesto, siendo mayor el incremento que se da en la probabilidad de participar cuando se trata de 'hogares independientes'.

### ***Hermano mayor del hogar***

Una variable que intenta capturar información acerca de la división de tareas y tiempo a la interna del hogar refiere al hecho de ser hermano mayor<sup>23</sup>. Varios antecedentes en el tema suelen incorporar esta variable en la determinación de ambas decisiones, o aquella que representa el número de hermanos pequeños (en edad escolar)<sup>24</sup> en el hogar. Varias hipótesis se encuentran detrás de la inclusión de esta variable. Por un lado, es dable que la existencia de hermanos menores en el hogar, tienda a que el hermano mayor tenga como conducta principal la de desertar para quedarse al cuidado de sus hermanos menores. Por otro lado, otra hipótesis plausible es que los hermanos mayores se vean obligados a ingresar al mundo laboral, descuidando o no la permanencia en el sistema educativo, de modo de colaborar a financiar los estudios y/o manutención de sus hermanos menores. En efecto, y siguiendo al marco teórico, estas hipótesis intentan recoger que la decisión de asistir a clase o participar del mercado, no es una decisión tomada de forma aislada por el joven, sino que involucra consideraciones que involucran a todo el hogar.

Los resultados de este trabajo muestran que la probabilidad que tiene el hermano mayor de asistir a un centro educativo es menor en 1.69% respecto a

---

<sup>23</sup> El hecho de estar controlando en la misma regresión por la variable edad, garantiza que la variable en cuestión (hermano mayor en el hogar) no recoge los efectos que la mayor edad de estos jóvenes tiene en la asistencia y en la participación.

<sup>24</sup> Es decir, hermanos en edad menor a la del joven de 14 a 19 años.

la que presentan sus hermanos menores o los jóvenes que viven sin hermanos dentro del hogar. Asimismo, el efecto en la probabilidad de participación en la PEA es superior en 3.68%. Aunque pequeño el efecto en magnitud, vale considerar, en el marco de la actual discusión del Sistema Nacional de Cuidados en el país, los resultados que se tienen respecto a la menor asistencia de estos jóvenes<sup>25</sup>.

### ***Jóvenes beneficiarios de Asignaciones Familiares***

La variable que intenta captar el efecto de las transferencias monetarias condicionadas, en particular de las Asignaciones Familiares (AFAM-PE), contribuye a incrementar la probabilidad de asistencia en un 5.82% y a disminuir la probabilidad de participación en la PEA en un 1.89% para los jóvenes de 14 a 19 años. Machado et al. (2009) encuentran un efecto positivo de las AFAM-PE en la matriculación y permanencia educativa de los adolescentes que acceden al beneficio en los años 2008 y 2009. Estos resultados modestos pueden deberse a que el 2008 es el primer año de implementación del programa de las AFAM.

### ***Propiedad de la vivienda e ingreso per cápita del hogar***

Se incorporan al análisis variables que intentan dar cuenta del nivel socioeconómico del hogar, como ser: la tenencia de vivienda propia y el ingreso per cápita del hogar. De la estimación resulta que vivir en un hogar en el cual el joven o su familia es propietaria de la vivienda incrementa la probabilidad de asistencia en 2.68% y disminuye la de participar en el mercado

---

<sup>25</sup> Se probó la existencia de efectos diferenciales de esta variable por sexo, pero no se encontraron diferencias significativas que respalden la hipótesis de que son las mujeres (hermanas) jóvenes las que se ven recargadas mayormente con estas tareas.



de trabajo en 1.63%. Esta variable se incorpora a efectos de recoger una medida mejorada del ingreso corriente del hogar; sin embargo, como se observa, no tiene efectos de gran magnitud en la determinación de las decisiones en cuestión.

Respecto al ingreso, la variable introducida fue el logaritmo del ingreso per cápita total del hogar exceptuando el ingreso laboral del joven, para evitar posibles problemas de endogeneidad. Los efectos marginales indican que un incremento en el 10% de los ingresos incrementa la probabilidad de asistir en un 0.48% y disminuye la de ser económicamente activo en 0.60%. De acuerdo a lo predicho por la TKH, podría esperarse que las magnitudes de los efectos de esta variable en la determinación de las decisiones de trabajar y estudiar fueran mayores. En particular, mayores niveles de ingreso permiten afrontar con menor dificultad los costos directos e indirectos asociados a la educación, repercutiendo en una mayor demanda por educación<sup>26</sup>.

Sin embargo, lo pequeño que resulta el efecto de la variable ingreso en nuestros resultados, coincide con lo evidenciado por la restante literatura en el tema, y en especial con Uruguay. En relación a esto, pueden hacerse dos consideraciones: por un lado, según sugiere Bucheli y Casacuberta (2009), el ingreso corriente es una variable que presenta variabilidad en el corto plazo, y no es necesariamente un buen indicador de la situación económica del hogar en el largo plazo o de la situación más estructural o permanente. Por otro lado, es posible que la variable ingreso subestime el efecto del 'nivel

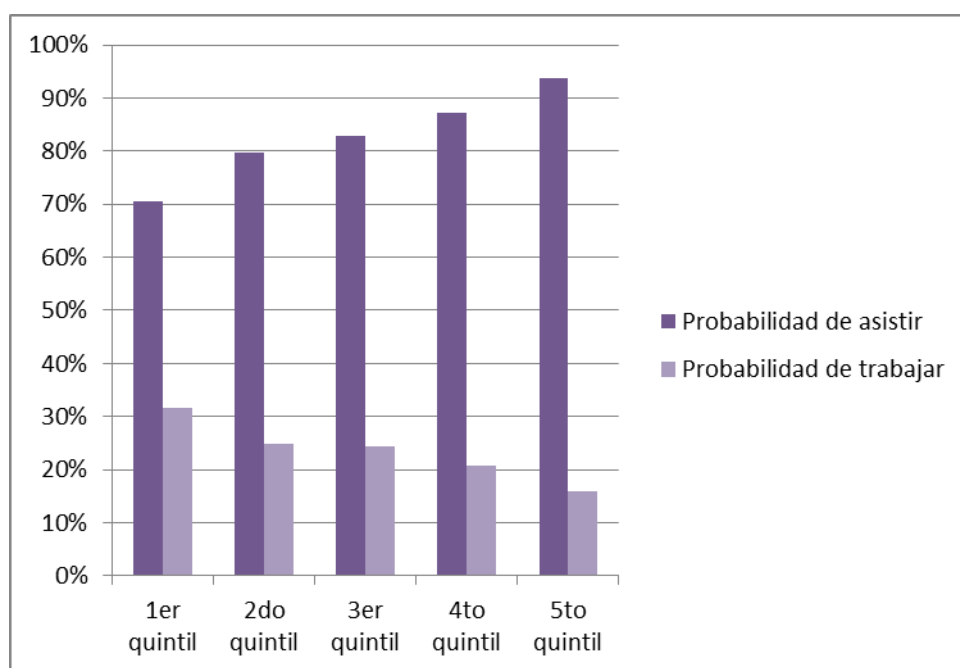
---

<sup>26</sup> Desde el ángulo opuesto, esto justificaría, de acuerdo a la TKH, que los individuos de menores ingresos encuentren óptimo invertir menos en capital humano e incorporarse antes al mercado de trabajo, dado que los costos relativos de acceso a la educación son mayores para ellos.

socioeconómico' del hogar, a causa de otras dos variables que probablemente también recojan parte de este efecto: propiedad de la vivienda y educación de los padres. Para corroborar esto, se procedió a estimar el modelo nuevamente excluyendo estas dos últimas variables. Los cambios se encuentran principalmente respecto a la probabilidad de asistencia, en donde el aumento del ingreso en un 10% incrementa la probabilidad de asistir en 0.7%, en tanto la de participar queda prácticamente inalterada (0.7%) (Figura II.5, Anexo II).

Sin embargo si observamos ambas probabilidades según quintiles de ingreso, vemos que el ingreso discrimina en forma importante. En efecto, un joven perteneciente a un hogar del quinto quintil tiene una probabilidad 23% superior de asistir al sistema educativo que uno perteneciente al primer quintil. Por su parte, estos últimos tienen 16% más de probabilidad de insertarse al mercado de trabajo que un joven del quinto quintil (Figura 20).

Figura 20. Probabilidad de asistir y trabajar según quintil de ingreso. Jóvenes de 14 a 19 años. Año 2008.



Fuente: elaboración propia a partir de estimación.

Por último, es interesante mencionar los cambios en la magnitud de los efectos marginales cuando se particiona la muestra según lugar de residencia. En particular, un incremento en el nivel de ingreso per cápita del hogar del 10%, incrementa en 0.3% la probabilidad de asistir y disminuye en 0.4% la probabilidad de ser activo para un joven que vive en Montevideo; mientras que esas cifras ascienden a 0.8% y -0.9% para un joven que vive en el interior (Figura II.4, Anexo II).

### ***Montevideo - Interior***

La variable que distingue entre Montevideo e Interior del país<sup>27</sup>, es de las pocas variables analizadas que no muestra un comportamiento espejo en las decisiones en cuestión. Es decir, que el joven resida en Montevideo incide en el mismo sentido en la probabilidad de asistir que en la de trabajar, incrementando ambas probabilidades con respecto a vivir en el Interior en 0.97% y 1.66% respectivamente. Con respecto a la mayor asistencia en Montevideo, se encuentra una explicación en la mayor oferta educativa que ofrece la capital del país, principalmente en lo que refiere a la enseñanza terciaria (Bucheli y Spremolla, 2000; Furtado, 2003)<sup>28</sup>. Esto hace que gran parte de los jóvenes que deciden continuar sus estudios terciarios, habiendo cursado la enseñanza media en el interior del país, deban hacerlo necesariamente en

---

<sup>27</sup> Nuestro análisis se restringe a la población urbana del país, ya que la ENAJ no abarca localidades de menos de 5.000 habitantes (aunque la ECH 2008 si lo hace).

<sup>28</sup> Esto también es cierto para el caso la enseñanza secundaria superior. Es una realidad que no siempre se cuenta con todas las orientaciones del bachillerato en todas las ciudades del Interior.

Montevideo. De todos modos, de acuerdo a los resultados, los efectos de esta variable en la determinación de ambas decisiones son muy pequeños<sup>29</sup>.

De la partición de la muestra según tramos de edad, se observan efectos diferenciados para la variable Montevideo e Interior. Estas diferencias aluden a que los jóvenes de entre 14 y 17 años que viven en Montevideo tienen más probabilidad de asistir y menos de participar en la PEA respecto a los jóvenes de esa edad que residen en el interior del país. Por el contrario, en el tramo de 18 a 19 años la situación es la inversa; los jóvenes mayores de edad que viven en Montevideo tienen mayor probabilidad de participación en la PEA y menor probabilidad de asistir que los residentes en el interior (Figura II.3, Anexo II). Estas consideraciones respecto a la participación laboral son coincidentes con lo observado anteriormente en el apartado de descriptivas. Sin embargo, los resultados respecto a la asistencia no resultan coherentes con las hipótesis planteadas.

### ***Tasa de matriculación de Bachillerato***

La incorporación en el modelo de la tasa de matriculación de bachillerato por departamento pretende incorporar al análisis los argumentos del enfoque meso estructuralista planteados en el marco teórico. En concreto, es un intento de captar las externalidades que la mayor concurrencia al sistema educativo por región puede tener sobre las decisiones individuales. En cierto sentido, sería reflejar un posible efecto vecindario pero a mayor escala, ya que esta variable

---

<sup>29</sup> Asimismo, se probaron especificaciones que incorporaban variables que agrupaban los departamentos del interior en cinco regiones, pero en su mayoría no resultaron significativas.

se construyó a nivel departamental<sup>30</sup>. De la lectura de los efectos marginales, resulta que un incremento en un 1% de la tasa de matriculación incrementa en 0.2% la probabilidad de asistir y disminuye en 0.02% la probabilidad de ser activo. Evidentemente, este efecto resulta insignificante, al menos a escala departamental.

### ***Variables de opinión***

La utilización de la ENAJ como fuente de información de este trabajo nos permite contar con ciertas variables de percepción de los jóvenes, que resultan útiles para explicar el desempeño de los mismos en la asistencia y en el mercado de trabajo<sup>31</sup>.

La primera de ellas representa una variable de expectativas. En particular, indaga sobre las expectativas que tienen los jóvenes respecto al nivel de vida que tendrán en un futuro en relación al que tuvieron sus padres<sup>32</sup>. Esta variable no presenta un comportamiento “espejo” en las decisiones en cuestión. El tener expectativas favorables en cuanto al nivel de vida futuro (en comparación al nivel de vida mantenido por los padres) incrementa la probabilidad de mantenerse en el sistema educativo (en 1.15%), a la vez que incrementa la de participar (en 1.46%). Es probable que el mantener expectativas favorables en cuanto a los desempeños relativos futuros se asocie a mayores exigencias en

---

<sup>30</sup> Otros trabajos sobre el tema incorporan variables estrictamente relacionadas a la oferta educación disponible tanto a nivel micro como meso. La dificultad de contar con esta información en nuestro caso, fue lo que imposibilitó su incorporación.

<sup>31</sup> En particular, dichas variables de opinión, representan factores que serían inobservables de otro modo, y se alojarían en el término de error del modelo.

<sup>32</sup> La pregunta concreta es: ¿Cómo piensas que será tu nivel de vida después de los 30 años?: inferior, más o menos igual, o superior al que tuvieron tus padres?

los niveles de capital humano requeridos, lo cual concuerda con mayores probabilidades de asistencia. En cambio, es cuestionable el efecto esperable en la decisión de participación. Si bien, a priori es esperable que las expectativas favorables acerca del futuro relativo incrementen la asistencia, el comportamiento opuesto podría esperarse en cuanto a la inserción laboral. Una hipótesis en relación a esto refiere a la posible consideración por parte de estos jóvenes de que niveles de vida superiores se asocian, no necesariamente a mayores niveles de acumulación de capital humano, sino a partir de la obtención de mejores empleos, los cuales se obtienen a partir de una experiencia temprana en el mundo laboral.

Otra variable que refleja la opinión de los jóvenes en relación al mercado de trabajo refiere a las principales dificultades que estos encuentran actualmente para ingresar al mercado laboral. En particular, la variable distingue si los obstáculos que persisten refieren a la falta de aptitudes de los jóvenes para acceder a los puestos (sea, ausencia del nivel educativo requerido o falta de capacitación específica), o por el contrario, se debe a otras razones, como ser: discriminación, mala presencia, falta de recomendaciones, falta de voluntad o esfuerzo, etc. La incorporación de dicha variable se justifica en la medida que conjuga, en cierta medida, el vínculo que perciben los jóvenes entre el estudio (y las habilidades adquiridas) y la inserción al mercado laboral. La estimación muestra que la creencia, por parte de los jóvenes, de que las principales dificultades para conseguir empleo refieren a problemas de calificación incrementa la probabilidad de asistencia en 3.91% y reduce la probabilidad de participación en la PEA en 4.49%. Dicho resultado es coherente con el hecho de que, a mayor importancia asignada al desarrollo de habilidades específicas,

mayor probabilidad de mantenerse dentro del sistema educativo, y de retrasar la incorporación al mercado laboral.

Por último, otra de las variables de opinión incorporadas refiere a la percepción de los jóvenes en relación a la situación del mercado de trabajo; en particular, a la situación de los jóvenes para conseguir empleo<sup>33</sup>. Esta variable pretende incorporar al análisis, desde una valoración subjetiva, la posible influencia que los factores macro estructurales (haciendo alusión a los términos utilizados por las teorías de la desvinculación (Fernández, 2010)) tienen sobre las decisiones de asistencia y participación de los jóvenes. Los resultados muestran que los jóvenes que perciben que la situación para insertarse en el mercado de trabajo en la actualidad es mejor o igual respecto al pasado, presentan una mayor probabilidad de asistir (1.51%) y menor de participar en la PEA (1.32%). Vale señalar que esta variable no refiere a una valoración absoluta del estado del mercado de trabajo, sino a una valoración relativa respecto a los 5 años previos. Es decir, no opera necesariamente como un *proxy* del dinamismo que presenta el mercado de trabajo actual, sino que refleja un panorama de mejora o empeoramiento relativo. Siendo la encuesta del año 2008, la pregunta refiere a la comparación con el año 2003; año en que el país se veía aún sumido en crisis. Este punto de partida, sobreestima las valoraciones respecto a las posibilidades actuales para conseguir empleo, sin significar que el estado actual incite a una mayor participación laboral de los jóvenes.

De todos modos, es importante señalar que en el análisis por sub-muestras de edad, el comportamiento de esta variable cambia. Para los jóvenes de 14 a 17,

---

<sup>33</sup> La pregunta concreta es: ¿Crees que ahora los jóvenes están mejor, igual, o peor que hace 5 años con respecto a conseguir trabajo?

el considerar que la situación para insertarse en el mercado de trabajo en 2008 es mejor o igual respecto al pasado, disminuye la probabilidad de asistencia y aumenta la de participación. Lo contrario ocurre para el tramo de 18 a 19 años. (Figura II.3, Anexo II).

- *Análisis sobre la probabilidad condicionada*

Hasta aquí nos hemos referido únicamente a los efectos que las variables consideradas tienen sobre las probabilidades marginales de asistencia y participación en los jóvenes. En tanto el modelo especificado cuenta con dos ecuaciones, es posible obtener los efectos marginales sobre las distintas combinaciones de las variables endógenas (probabilidades conjuntas y condicionadas).

Para el grupo de edades considerado en este trabajo, 14 a 19 años, la condición de que un joven se encuentre activo no es necesariamente un escenario no óptimo (especialmente cuando se considera a los mayores de edad)<sup>34</sup>. Sin embargo, lo que si resulta un objetivo deseable es la permanencia de estos jóvenes en el sistema educativo; es decir, su asistencia al sistema más allá de que incursionen o no el mercado laboral. A estos efectos, procedemos a analizar los efectos marginales sobre este nuevo escenario de interés: es decir, sobre la probabilidad que tiene el joven de asistir dado que trabaja.

---

<sup>34</sup> Varios trabajos señalan los beneficios de la inserción temprana en el mercado de trabajo, a raíz de las ganancias en experiencia que conlleva, y en la aplicación práctica de los aprendizajes (Cheng, 1995; Payne, 2001).



Figura 21. Efectos marginales sobre probabilidad condicionada de asistir dado que trabaja. Jóvenes de 14 a 19 años. Año 2008.

VARIABLES	Efectos Marginales sobre P(Asistir DADO que Participa)	
	Efecto Mg.	Errores Est.
Mujer	0.070	(0.0028)***
Edad	-0.057	(0.0012)***
Mayoría de edad	0.023	(0.0040)***
Repetición en Primaria	-0.078	(0.0024)***
Repetición en Secundaria	-0.013	(0.0022)***
Educación Preescolar	0.074	(0.0035)***
Educación secundaria de la madre	0.129	(0.0023)***
Educación terciaria de la madre	0.168	(0.0044)***
Educación secundaria del padre	0.028	(0.0024)***
Educación terciaria del padre	0.175	(0.0042)***
Hijos propios	-0.026	(0.0121)**
Mujer con hijos propios	-0.421	(0.0134)***
Hogar "independiente"	-0.020	(0.0068)***
Hogar monoparental	-0.061	(0.0027)***
Hogar extendido	-0.029	(0.0029)***
Ser hermano mayor	-0.011	(0.0025)***
Hogar beneficiario de AFAM	0.090	(0.0030)***
Propiedad de la vivienda	0.038	(0.0023)***
Ingreso per cápita (ln)	0.053	(0.0014)***
Montevideo	0.024	(0.0025)***
Tasa de Matriculación en Bachillerato	0.003	(0.0001)***
Expectativas en el nivel de vida	0.027	(0.0021)***
Dificultades inserción laboral	0.045	(0.0025)***
Mejoras relativas en el mercado laboral	0.019	(0.0021)***
Observaciones	243,956	
Significación: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

Nota 1: Los Errores estándar son calculados en base al método Delta.

Nota 2: Los Efectos marginales son calculados en base al criterio AME (Average Marginal Effects)

Con respecto a la variable sexo, se mantiene la mayor asistencia de las mujeres en el sistema educativo aun cuando estas se encuentran trabajando. Es decir, el hecho de haber asumido obligaciones con el mundo laboral, no reduce la ventaja de las mujeres respecto a los hombres en términos de asistencia. En particular, estas tienen una probabilidad de asistir dado que trabajan 7.03% superior a la de los hombres.

Asimismo, una lectura interesante se tiene si observamos la probabilidad de asistir dado que participa en la PEA para las variables de edad y mayoría de edad. Resulta que cada año adicional de edad reduce la probabilidad de asistir dado que es activo en 5.65%. Sin embargo, el hecho de ser mayor de edad incrementa en 2.30% la probabilidad de encontrarse asistiendo dado que trabaja. Esto muestra un cambio en el comportamiento de los jóvenes; para quienes, a partir de la mayoría de edad, estas decisiones no son necesariamente excluyentes sino que ambas se pueden compatibilizar.

Por otro lado, como es de esperar, en este escenario de jóvenes de 14 a 19 años que trabajan, la probabilidad de asistir aumenta a mayor nivel educativo de los padres. Lo que vale la pena señalar es la magnitud que adquieren dichos efectos en este escenario de mayor vulnerabilidad. Dado que trabaja, la probabilidad de que el joven asista aumenta 12.9% cuando la madre tiene como máximo nivel educativo secundaria y 16.8% cuando alcanzó estudios terciarios (estos incrementos son de 7.94% y 10.9% respectivamente cuando se considera la probabilidad de asistir sin condicionar). En similar medida interviene el nivel educativo del padre (aunque inferior cuando el máximo nivel alcanzado por este es secundaria). En suma, puede verse que el clima

educativo del hogar adquiere un papel mucho más relevante en el caso de los jóvenes que pretenden compatibilizar ambas actividades.

Otro de los resultados interesantes de comentar refiere a la variable de maternidad. Si bien, la probabilidad incondicionada de asistir al sistema educativo disminuye notoriamente cuando se trata de madres con hijos (en 22.2%), disminuye prácticamente el doble (41.2%) cuando se trata de madres activas.

### Medidas de Bondad de Ajuste del modelo

En términos generales, las predicciones del modelo se ajustan bien a los datos poblacionales<sup>35</sup>. El porcentaje de predicciones correctas para la asistencia fue de 75.69% para los asistentes y de 80.40% para los no asistentes. Para la ecuación de participación en la PEA estos porcentajes fueron de 78.04% para los activos y de 72.17% para los inactivos (Figura 22). Como dijimos anteriormente, el punto de corte utilizado fue la frecuencia muestral de unos.

Figura 22. Porcentaje de predicciones correctas del modelo

Porcentaje de predicciones correctas del modelo general, según variables dependientes.					
Predicción	<i>Asistencia</i>		Predicción	<i>Participación</i>	
	0	1		0	1
0	80.4	24.31	0	72.17	21.96
1	19.6	75.69	1	27.83	78.04
Total	100.00	100.00	Total	100.00	100.00

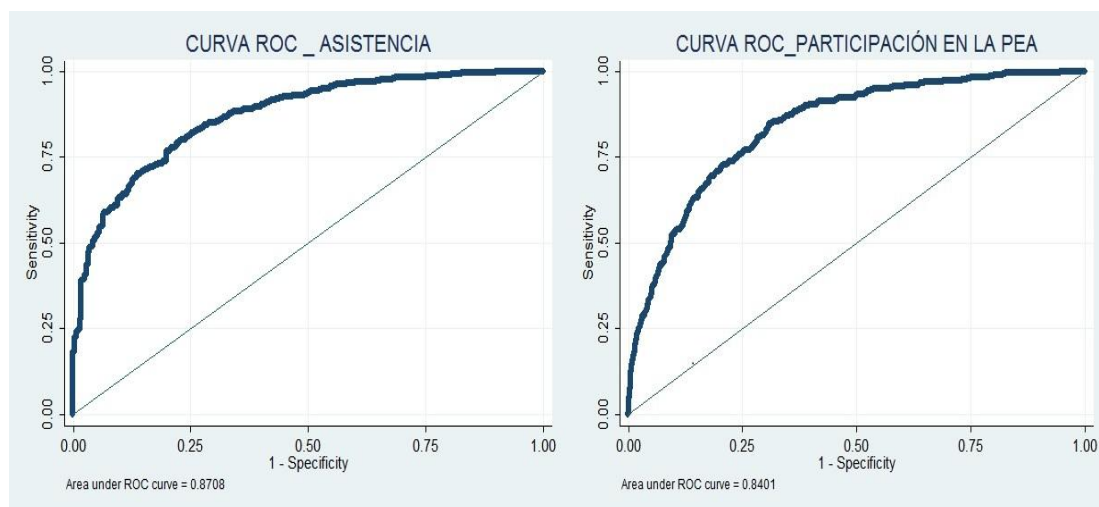
Fuente: Elaboración propia en base a ENAJ 2008.

Por otro lado, presentamos las curvas ROC para cada una de las decisiones. El área por debajo de ambas curvas representa la probabilidad de que un joven

<sup>35</sup> Las medidas de Bondad de ajuste para las sub-muestras se presentan en la Figura III.1 del Anexo III.

asistente/activo elegido al azar tenga mayor probabilidad estimada de ser asistente/activo que un joven no asistente/ inactivo elegido al azar. Por lo tanto, es deseable que esa medida sea lo más alta posible, y en nuestro caso, como se observa en la Figura 23, el área supera para ambas decisiones el 0.8 por lo que puede concluirse que el modelo se ajusta bastante bien a los datos muestrales<sup>36</sup>.

Figura 23. Curva ROC para la decisión de asistencia y participación.



Fuente: Elaboración propia en base a ENAJ 2008.

36 Se considera que el modelo tiene alta capacidad de discriminación cuando el área es al menos 0.7 (Hosmer y Lemeshow , 1989).

## 7. REFLEXIONES FINALES

En este trabajo se analizaron las decisiones de asistencia al sistema educativo y participación en el mercado de trabajo de los adolescentes y jóvenes uruguayos de 14 a 19 años, así como el vínculo entre ambas.

Ante la variedad y complejidad de los factores que inciden en estas decisiones, así como por la interdisciplinariedad que la temática exige, se consideraron tres puntos de vista teóricos para abordar el análisis. Desde la perspectiva económica, tomando elementos de la TKH junto con sus respectivas críticas, y de las teorías de las decisiones colectivas del hogar, es posible analizar las decisiones de asistencia y de inserción laboral de este colectivo. De manera complementaria, se incorporaron elementos de otros enfoques que van más allá de lo económico como aspectos psicológicos o de pertenencia a grupos, que atañen específicamente a las razones de desvinculación del sistema educativo que pueden tener los jóvenes. Todos estos elementos fueron tenidos en cuenta para analizar el caso uruguayo.

Del análisis se desprende en primer lugar la existencia de un *trade-off* significativo entre ambas decisiones. En efecto, a partir de la estimación de un modelo probit bivariado se determinó la correlación negativa entre los factores inobservables que inciden en ambas decisiones, así como de un comportamiento “espejo” en los determinantes observables de ambas. En este sentido, un primer resultado encontrado es que abordar la asistencia al sistema educativo y participación en el mercado de trabajo de los jóvenes y adolescentes como parte de un proceso de toma de decisión simultánea resulta la manera correcta de hacerlo.

En lo que refiere a los determinantes de estas decisiones, un primer aspecto a señalar es que los resultados encontrados son consistentes con los antecedentes nacionales e internacionales sobre el tema. Esto refuerza la evidencia existente, en tanto el presente trabajo utilizó una fuente de información poco explotada hasta el momento en este tipo de análisis.

Encontramos que el ingreso del hogar tiene un efecto muy pequeño en la probabilidad de asistencia. No obstante, se encuentran diferencias importantes en cuanto a la probabilidad de asistencia según la pertenencia a distintos quintiles de ingreso. De igual forma, las razones por las cuales los jóvenes alguna vez trabajaron difieren según el tercil al cual pertenecen, atribuyéndole mayor peso a la razón de ayudar o mantener el hogar los jóvenes pertenecientes a hogares más pobres. Asimismo, la educación de las madres y padres tiene un efecto considerable sobre ambas decisiones, indicando que a mayores niveles educativos de los padres mayor probabilidad de asistencia y menor probabilidad de participación. Para los jóvenes que ya son activos el efecto marginal de la educación de los padres sobre la probabilidad de asistir a un centro educativo es aún mayor.

Los resultados indican adicionalmente que la trayectoria de los jóvenes dentro del sistema educativo adquiere relevancia para determinar las decisiones en consideración. Así la repetición, y en particular la repetición en secundaria, inciden de forma negativa en la probabilidad de asistencia y positivamente en la de participación laboral. Esto refuerza las ideas teóricas y empíricas acerca de la influencia de la trayectoria educativa en la permanencia en el sistema educativo, y en el papel que las experiencias de fracaso escolar tienen en los procesos de pérdida de compromiso.

Acorde con los resultados esperados encontramos un efecto diferencial de acuerdo al sexo de los jóvenes y adolescentes en lo que respecta a la tenencia de hijos, siendo las madres las que tienen menor probabilidad de asistencia en comparación con cualquier otro grupo (mujeres sin hijo y varones con o sin hijos). También se encontró que ser madre disminuye la probabilidad de actividad respecto a los padres. La conjunción de ambos resultados señala la condición de vulnerabilidad en la que queda la mujer tras haber tenido un hijo a temprana edad, y confirma la relevancia de avanzar en la creación de un Sistema de Cuidados en el país.

Finalmente, del análisis descriptivo surge como dato llamativo la gran proporción de jóvenes de 14 a 19 años que aluden como principal motivo de abandono al sistema educativo la falta de interés o utilidad de lo que se enseña. Esto refleja un problema motivacional importante, el cual la política pública debería atender de forma interdisciplinaria.

Los resultados señalan la relevancia de continuar con el análisis de la temática para los años posteriores a 2008, ya que dicho año presenta dos puntos de inflexión. En primer lugar, en este año se establece la ampliación de la obligatoriedad de la enseñanza al segundo ciclo de enseñanza media, lo cual entra en vigencia a partir de 2009. Este cambio podría implicar mayores niveles de retención en el sistema educativo, y cambios en los incentivos y valoraciones de los jóvenes. En segundo lugar, el 2008 es el primer año de implementación de las AFAM. Estas han ido en progresivo aumento en los años posteriores, y puede pensarse que, de haber cambios en el *trade-off* considerado, estos serían más notorios con posterioridad al 2008. El hecho de que esté planificándose por parte de las autoridades una nueva Encuesta de

Adolescencia y Juventud es un factor de relevancia para desarrollar los estudios señalados.

En síntesis, el estudio de las decisiones de asistencia y participación en el mercado de trabajo de los jóvenes de 14 a 19 años, intentó aportar al actual debate sobre los problemas presentes en el sistema educativo y más precisamente en la enseñanza media. En particular, pretende contribuir con nueva evidencia en el tema, corroborando la existente en la materia y reforzando los factores a los cuales la política pública debería concentrarse si se pretenden medidas que incentiven la permanencia de los jóvenes en el sistema educativo. Si bien existen esfuerzos para incentivar el retorno y facilitar la finalización de los estudios de aquellos jóvenes que han abandonado<sup>37</sup>, no hay que desestimar la urgencia de los esfuerzos para fortalecer la permanencia de los que aún no se han desvinculado. Dados los resultados empíricos acerca de la fuerte influencia intergeneracional de la educación, remarcamos la prioridad que la política pública debería tener en abocar estos problemas de retención y deserción en los jóvenes.

---

<sup>37</sup> Se tiene a partir de 2009 la implementación de tres programas especiales que flexibilizan el Plan de Estudio y permiten una finalización más rápida de la enseñanza media. Uno dedicado a la finalización del ciclo básico, otro para culminar el segundo ciclo y un tercero por el cual se ponen a disposición tutores para que los alumnos puedan rendir exámenes.



## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Aguirre ,R. (2009). Las bases invisibles del bienestar social: el trabajo no remunerado en Uruguay. UNIFEM, 2009. 223 p. ISBN 978-9974-670-57-0.

Aguirrezabalaga,M; Bray,M; Calegari,J (2011). “Los jóvenes uruguayos y el abandono del hogar familiar: Análisis comparativo de las Encuestas Nacionales de la Juventud de 1990 y 2008”. Trabajo monográfico presentado ante la Facultad de Ciencias Económicas y Administración (FCEyA) de la Universidad de la República (UdelaR).

Akerlof, G. y Kranton, R (2002). Identity and Schooling: Some Lessons for the Economics of Education. Journal of Economic Literature, No. 40, Vol. 4.

Alcazar, L; Rendón, S. (2001). Trabajando y estudiando en América Latina rural: Decisiones críticas de la adolescencia. DT No 3. Instituto Apoyo.

Amartya Sen a la Teoría de la unidad doméstica”. Universidad de Cornell, New York, EEUU. Araucaria. Revista Iberoamericana de Filosofía, Política y Humanidades.

ANEP (2005): Panorama de la Educación en el Uruguay. Una década de transformaciones. 1992-2004. Gerencia de Investigación y Evaluación, ANEP.

Arrow, K. (1973). Higher Education as a filter. Journal of Public Economics, N°2, Julho, pp. 193-216.

Barceinas, F; Oliver,J; Raymond, J; Roig,J (2001). Hipótesis de señalización frente al capital humano. Revista de Economía Aplicada. Vol.IX, N°26, pp125-145. Universidad de Zaragoza. Zaragoza, España.

Barone,A; O'Higgins,N; D'Amato,M; Caroleo,F (2007): Gone for Good? Determinants of School Dropout in Southern Italy. Giornale degli Economisti e Annali di Economia, 2007, Vol. 66, No. 2., 207-246.

Bartus, T. (2005). Estimation of marginal effects using margeff. The Stata Journal. Department of Sociology and Social Policy. Corvinus University, Budapest.

Basu,K (2001).Gender and say. A Model of Household Behavior with Endogenously-determined Balance of Power. Department of Economics.Cornell University.

Becker, G. (1964). Human Capital. Columbia University Press.

Becker, G. (1975): Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education. Segunda edición; National Bureau of Economic Research

Becker,G (1981). A Treatise on the Family. Cambridge MA: Harvard University Press.

Benería, L (2008).De la “armonía” a los “conflictos cooperativos”. La contribución de Amartya Sen a la Teoría de la unidad domestica. Araucaria, Vol. 10, Núm. 20, 2008, pp. 15-34. Universidad de Sevilla España.

Berlinski,S; Galiani, S ; Gertler ,P (2009). The effect of pre-primary education on primary school performance. Journal of Public Economics, Volume 93, Issues 1–2.

- Bowles, S. (1972). Schooling and Inequality from Generation to Generation. *Journal of Political Economy* 80, No. 3. S219-S51.
- Bucheli, M y Spremolla, A (2000). "La oferta de trabajo de los estudiantes universitarios", DT N°. 5/00, Departamento de Economía (DECON), Facultad de Ciencias Sociales (FCS), UdelaR.
- Bucheli, M; Casacuberta, C. (2000). Asistencia escolar y participación en el mercado de trabajo de los adolescentes en Uruguay. DT 15/99. DECON, FCS, UdelaR.
- Bucheli, M; Vigorito, A; Miles, D (2000). "Un análisis dinámico de la toma de decisiones de los hogares en América Latina. El caso uruguayo". Montevideo, Uruguay.
- Bucheli, M (2006). Mercado de trabajo juvenil. Situación y políticas. Naciones Unidas. CEPAL - SERIE Estudios y perspectivas – Oficina de la CEPAL en Montevideo.
- Bucheli, M; Casacuberta, C.(2009). Asistencia a instituciones educativas y actividad laboral de los adolescentes en Uruguay, 1986-2008 capítulo 10 en Tabaré Fernández, (editor), La desafiliación en la educación media y superior de Uruguay. Conceptos, estudios y políticas. Colección Art.2, CSIC-UdelaR.
- Cameron, A; Trivedi, P. (2009). *Microeconometrics Using Stata*. Stata Press.
- Cardozo, S; Fernández, T y Pereda, C (2010). Desafiliación y desprotección social. En "La desafiliación en la Educación Media y Superior de Uruguay: conceptos, estudios y políticas". Colección Art. 2. CSIC- UdelaR.
- Castillo, M (Coord.); Fuentes, G; Lorenzoni, M; Pérez, J; Sanguinetti, M (2012). Consultoría "Relevamiento de políticas y Programas para Jóvenes en Uruguay". MIDES/ INJU – BID. Montevideo, Uruguay.
- Cattaneo, A.; Lalive. R (2006). *Social Interactions and Schooling Decisions*.
- Cheng, M. (1995). *Issues Related to Student Part-Time Work: What Did Research Find in the Toronto Situation and Other Context?*. Institution Toronto Board of Education (Ontario). Research Dept. ISBN-0-88881-239-6.
- Chiappori, P. (1992). Collective Labor Supply and Welfare. *Journal of Political Economy* 100(3):437–67.
- Coleman, J. (1988). Social Capital in the Creation of Human Capital. *American Journal of Sociology Supplement* 94: S95-S120..
- Diez de Medina, R (1992). "El sesgo de selección en la actividad de jóvenes y mujeres". Séptimas Jornadas anuales de Economía. BCU. Montevideo, Uruguay.
- Diez de Medina, R (2001). "Jóvenes y empleo en los noventa". Serie Herramientas para la transformación, CINTERFOR/OIT.
- Edmonds, R (1979). Effective Schools for the Urban Poor. *Educational Leadership*, Vol 37, No 1.
- Emerson, P; Portela, A (2002). Bargaining over sons and daughters: child labor, school attendance and intra-household gender bias in Brazil. Department of Economics Vanderbilt University Nashville, TN 37235. Working Paper No. 02-W13.
- España, S., Parandekar, S., Savanti, M. (2003): The impact of the crisis on the

Argentine educational process, World Bank Working Paper Series 03/03.

Espino, A (2012). Diferencias salariales por género y su vinculación con la segregación ocupacional y los desajustes por calificación. DT 20/12, IECON.

Fernández, E. (2010): La teoría de la segmentación del mercado de trabajo: enfoques, situación actual y perspectivas de futuro. Investigación Económica, vol. LXIX, N°. 273 (pp. 115-150). Universidad Nacional Autónoma de México.

Fernández, T. (2010). Enfoques para explicar la desafiliación. En “La desafiliación en la Educación Media y Superior de Uruguay: conceptos, estudios y políticas”. Colección Art. 2. CSIC. UdelaR.

Ferrari, F; Martínez ,J; Saavedra, E; Salas,G; Zerpa, M (2010). Estrategia Nacional para la infancia y la adolescencia (ENIA), Plan de Acción 2010-2015. Los y las adolescentes que trabajan, buscan trabajo o no estudian, no trabajan y no buscan trabajo: Identificación y dimensionamiento económico de alternativas para favorecer la permanencia o motivar el retorno a la educación media. Gurises Unidos - IECON.

Filardo, V. (coord.), Chouhy, G, Noboa, L (2009). Jóvenes y Adultos en Uruguay: cercanías y distancias. Proyecto: Juventudes e integración sudamericana: diálogos para construir la democracia regional. Resultados de la Encuesta en Uruguay. Cotidiano Mujer –FCS, UdelaR.

Filardo, V (coord.); Cabrera, M; Aguiar, S (2010). “Encuesta Nacional de Adolescencia y Juventud”. Segundo Informe. MIDES – INJU.. Programa Infancia, Adolescencia y Familia (Infamilia).

Figueira, C., Fuentes, A. y Rodríguez, F. (2006). Viejos instrumentos de la inequidad educativa: repetición en primaria y su impacto sobre la equidad en Uruguay. Serie Documentos de Trabajo del IPES / Colección Monitor Social N°9.

Furtado, M (2003). Trayectoria educativa de los jóvenes: el problema de la deserción el problema de la deserción. Serie “Aportes para la reflexión y la transformación de la Educación Media Superior”. ANEP.Cuaderno de trabajo No 22. Montevideo- Uruguay.

Ganglmair,B (2006).” Intrinsic Motivation, Discrimination and the Child Labor-Schooling Trade-Off: Some Empirical Findings. University of Texas at Dallas - School of Management - Department of Finance & Managerial Economics.

Giovanni, C (2009): Desarrollos recientes sobre demanda de educación y sus aplicaciones empíricas internacionales. Departamento de Economía. Facultad de Ciencias Administrativas y Económicas. Universidad ICESI. Cali, Colombia.

Greene, W (1999). “Análisis econométrico”. 3era Edición. Pearson Educación. Madrid.

Greene, W. (2002): Econometric Analysis. Quinta edición, Upper Saddle River, NJ, Prentice Hall.

Greene, W.(1996). Marginal Effects in the Bivariate Probit Model. New York, WP No. 96-11, Department of Economics, Stern School of Business, New York University.

Hanushek, E., Lavy, V; Hitomi, K. (2006). Do students care about school quality? Determinants of dropout behavior in developing countries. NBER WP N° 12737.

Hosmer DW, Lemeshow S. (2000). Applied logistic regression. 2nd Edition. ISBN:0471356328, 9780471356325.

Kodde,D y Ritzen,J. (1984). Integrating consumption and investment motives in a neoclassical model of demand for education. *Kylos*, V.37,Nº4.

Krüger, N. (2007): Reflexiones acerca del alcance y limitaciones de la Teoría del Capital Humano. Actas de las XIII Jornadas de Epistemología de las Ciencias Económicas. Buenos Aires. (Publicación en CD, ISBN 978-950-29-1048-2). Centro de Investigaciones en Epistemología de las Ciencias Económicas (CIECE)

Lazear, E.(1977). Education: consumption or production. *Journal of Political Economy*. V.85,Nº3.

Lee, V; Smith, J (1996). Collective Responsibility for Learning and Its Effects on Gains in Achievement for Early Secondary School Students. *American Journal of Education* vol 104. pp. 103-147. The University of Chicago Press. Chicago.

Lee, V; Burkam, D. (2003): Dropping Out of High School: The Role of School Organization and Structure, *American Educational Research Journal*, Vol. 40, No. 2.

Llambí, C.; Perera, M.; Messina, P. (2009). Desigualdad de oportunidades y el rol del sistema educativo en los logros de los jóvenes uruguayos. INFAMILIA, MIDES.

Loeb,S; Bridges,M; Fuller,B; Rumberger,R; Bassok,D (2005). How Much is Too Much? The Influence of Preschool Centers on Children's Social and Cognitive Development. NBER Working Paper No. 11812.

Maddala, G.(1983). "Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics". Cambridge University Press.

Maitra, P; Ray, R. (2000). The Joint Estimation of Child Participation un Schooling and Employment: Comparative Evidence from Three Continents. *Oxford Development Studies* 30, 41-62.

Marchionni, M; Sosa Escudero, W. (s/f). Los determinantes de la decisión de escolarización. Maestría en Finanzas Públicas Provinciales y Municipales.

McConnell, C; Brue, S; Macpherson, D. (2003). *Economía laboral*, 6ª Edición. McGraw Hill. Madrid.

Mincer, J. (1994). The Production of Human Capital and the Lifecycle of Earnings: Variations on a Theme. NBER Working Paper Nº 4838.

Murillo, F. (2008): Hacia un modelo de eficacia escolar. Estudio multinivel sobre los factores de eficacia en las escuelas españolas. *Revista Electrónica Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*. Vol 6, No. 1, pp.4-28.

Nielsen, H.S. 1998. Child labour and school attendance: two joint decisions, University of Aarhus Working Paper 98-15, Denmark: University of Aarhus, Centre for Labour Market and Social Research.

Novalés, A. (1993). *Econometría*. Mc Graw-Hill.

Pagano, J; Rijo, N; Rossi, M.(2010). Fecundidad y Oferta Laboral Femenina en el Uruguay: Un enfoque económico. Población y salud en Mesoamérica. Centro Centroamericano de Población. Universidad de Costa Rica.

Pariguana, M (2011). Trabajo adolescente y deserción escolar en el Perú.

Informe Final de la investigación PT03-2010, ganadora del Concurso de Investigación ACDI-IDRC 2010 organizado por el Consorcio de Investigación Económica y Social.

Patron, R (2008). Early school dropouts in developing countries: An integer approach to guide intervention. The case of Uruguay. DECON, FCS-UdelaR. DT N° 16/08.

Patron, R (2011): When more schooling is not worth the effort: another look at the dropout decisions of disadvantaged students in Uruguay. DECON, FCS-UdelaR. DT N°05/11.

Payne, J. (2001). Post-16 Students and Part-Time Jobs: Patterns and Effects A Report Based on the England and Wales Youth Cohort Study. Policy Studies Institute. Research Report No 323.

Putnam,R.(1993).Making democracy work. Princeton University Press.

Rama,G; Filgueira,C. (1991). Los jóvenes de Uruguay: Esos desconocidos. Análisis de la Encuesta Nacional de Juventud. CEPAL- Oficina de Montevideo.

Redmount, E. (2002): Cyclical Patterns in School Attrition and Attendance: A Study in the Labor-Market Behavior of Children. Economic Development and Cultural Change, Vol. 51, No. 1, pp. 135-160. University of Chicago Press.

Rumberger, R. (2004): Why students drop out of school. En Gary Orfield (Ed.), Dropouts in America: Confronting the Graduation Rate Crisis (pp.131-155). Cambridge, MA; Harvard Education Press.

Sapelli, C; Torche,A. (2003).Deserción Escolar y Trabajo Juvenil: ¿Dos Caras de una Misma Decisión?. Documento de Trabajo N° 259. Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Schaafsma,J. (1976): The consumption and investment aspects of the demand for education. Journal of Human Resources, V,11,N°2.

Sen, A. (1999): Desarrollo y libertad.Oxford: Oxford University Press; New York.

Spence, M. (1972): Job Market Signaling. The Quarterly Journal of Economics, Volume 87, Issue 3, pp. 355-374.

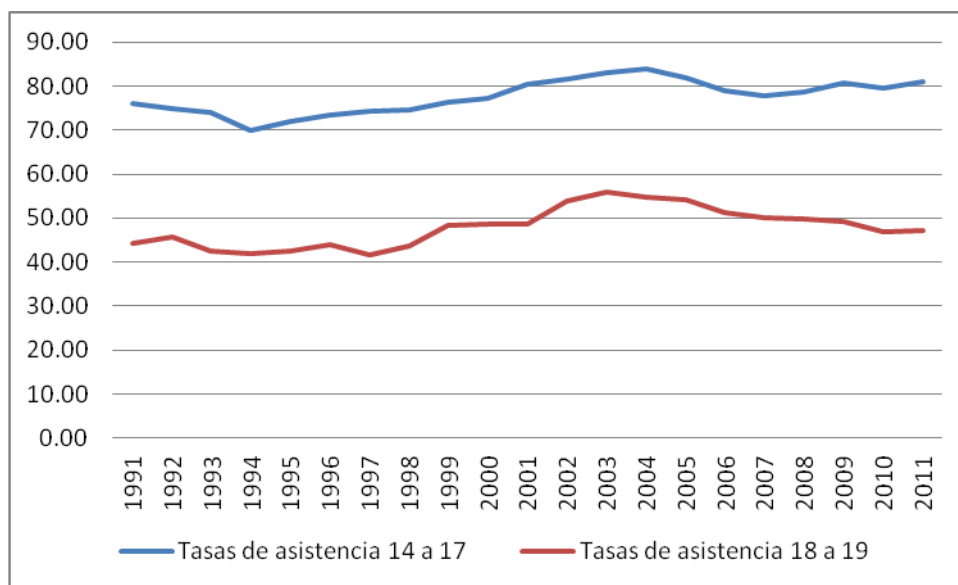
Wooldridge, J (2000). Introducción a la Econometría. Un enfoque moderno. Universidad Estatal de Michigan.

Zellner, A; Hun Lee,T. (1965): Joint Estimation of Relationships Involving Discrete Random Variables. Econometrica, Vol 33, No 2 (pp. 382–394).

## ANEXOS

### ANEXO I: RESULTADOS DESCRIPTIVOS

Figura I.1. Evolución de la Tasa Bruta de Asistencia para los jóvenes de entre 14 a 17 y 18 a 19 años. País Urbano. Años 1991-2011



Fuente: elaboración propia a partir de ECHs.

## ANEXO II: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO PROBIT BIVARIADO.

Figura II.1. Resultados de las estimaciones del modelo general sin la variable de Repetición Secundaria. Coeficientes y desvíos estándar.

VARIABLES	Asistencia		Participación	
	Coef.	Errores. Est.	Coef.	Errores. Est.
Mujer	0.402	(0.0071)***	-0.417	(0.0066)***
Edad	-0.313	(0.0039)***	0.389	(0.0037)***
Mayoría de edad	-0.034	(0.0128)***	0.283	(0.0119)***
Repetición en Primaria	-0.509	(0.0076)***	0.225	(0.0074)***
Educación Preescolar	0.352	(0.0109)***	-0.242	(0.0107)***
Educación secundaria de la madre	0.474	(0.0074)***	-0.062	(0.0071)***
Educación terciaria de la madre	0.649	(0.0145)***	-0.216	(0.0121)***
Educación secundaria del padre	0.170	(0.0073)***	-0.105	(0.0069)***
Educación terciaria del padre	0.736	(0.0175)***	-0.295	(0.0134)***
Hijos propios	-0.464	(0.0369)***	0.427	(0.0355)***
Mujer con hijos propios	-0.849	(0.0408)***	-0.863	(0.0385)***
Hogar "independiente"	-0.243	(0.0223)***	0.543	(0.0211)***
Hogar monoparental	-0.265	(0.0089)***	0.189	(0.0082)***
Hogar extendido	-0.206	(0.0090)***	0.214	(0.0084)***
Ser hermano mayor	-0.051	(0.0078)***	0.173	(0.0072)***
Hogar beneficiario de AFAM	0.307	(0.0093)***	-0.049	(0.0089)***
Propiedad de la vivienda	0.129	(0.0073)***	-0.048	(0.0069)***
Ingreso per cápita (ln)	0.305	(0.0047)***	-0.261	(0.0043)***
Montevideo	0.087	(0.0079)***	0.072	(0.0070)***
Tasa de Matriculación en Bachillerato	0.009	(0.0004)***	-0.003	(0.0004)***
Expectativas en el nivel de vida	0.159	(0.0068)***	0.009	(0.0063)
Dificultades inserción laboral	0.270	(0.0077)***	-0.240	(0.0073)***
Mejoras relativas en el mercado laboral	0.076	(0.0068)***	-0.079	(0.0062)***
Constante	1.847	(0.0764)***	-4.431	(0.0722)***
Observaciones	260,585		260,585	
	Coef.	Errores. Est.		
<b>rho</b>	-0.478	0.004		
Significación: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1				

Figura II.2. Efectos marginales modelo probit bivariado. Partición según SEXO.

VARIABLES	MUJERES		HOMBRES	
	Ef. Mg sobre P(Asistir)	Ef Mg sobre P(Participar)	Ef. Mg sobre P(Asistir)	Ef Mg sobre P(Participar)
Edad	-0.047 (0.00105)***	0.0715 (0.00125)***	-0.0648 (0.00111)***	0.0929 (0.00119)***
Mayoría de edad	-0.034 (0.00328)***	0.0742 (0.00396)***	0.0203 (0.00363)***	0.0491 (0.00393)***
Repetición en Primaria	-0.060 (0.00194)***	0.00515 (0.00259)**	-0.0579 (0.00217)***	0.0634 (0.00248)***
Repetición en Secundaria	0.001 (0.00171)	0.0555 (0.00210)***	-0.0479 (0.00200)***	0.0649 (0.00219)***
Educación Preescolar	-0.000 (0.00281)	0.00746 (0.00375)**	0.112 (0.00325)***	-0.0990 (0.00387)***
Educación secundaria de la madre	0.070 (0.00177)***	-0.0379 (0.00228)***	0.0799 (0.00211)***	0.0126 (0.00247)***
Educación terciaria de la madre	0.134 (0.00369)***	-0.0208 (0.00375)***	0.0907 (0.00390)***	-0.0649 (0.00419)***
Educación secundaria del padre	0.014 (0.00181)***	-0.00570 (0.00220)***	0.0300 (0.00229)***	-0.0263 (0.00246)***
Educación terciaria del padre	0.074 (0.00299)***	-0.0407 (0.00373)***	0.143 (0.00328)***	-0.0558 (0.00458)***
Hijos propios	-0.217 (0.00270)***	-0.0245 (0.00363)***	-0.0387 (0.00852)***	0.0370 (0.00990)***
Hogar "independiente"	-0.0433 (0.00443)***	0.0532 (0.00559)***	-0.00137 (0.00873)	0.284 (0.0138)***
Hogar monoparental	-0.0152 (0.00218)***	0.0130 (0.00264)***	-0.0676 (0.00250)***	0.0433 (0.00283)***
Hogar extendido	-0.005 (0.00222)**	0.0440 (0.00274)***	-0.0455 (0.00264)***	0.0240 (0.00293)***
Ser hermano mayor	-0.011 (0.00190)***	0.0492 (0.00233)***	-0.0235 (0.00231)***	0.0264 (0.00248)***
Hogar beneficiario de AFAM	0.025 (0.00251)***	-0.0114 (0.00310)***	0.0802 (0.00263)***	-0.0292 (0.00288)***
Propiedad de la vivienda	0.016 (0.00181)***	0.00960 (0.00225)***	0.0432 (0.00208)***	-0.0462 (0.00233)***
Ingreso per cápita (ln)	0.0390 (0.00107)***	-0.0449 (0.00131)***	0.0585 (0.00136)***	-0.0726 (0.00151)***
Montevideo	0.0132 (0.00200)***	0.0260 (0.00227)***	0.00450 (0.00232)*	0.00581 (0.00242)**
Tasa de Matriculación en Bachillerato	0.00135 (0.000102)***	0.000588 (0.000117)***	0.00272 (0.000121)***	-0.00129 (0.000121)***
Expectativas en el nivel de vida	0.0152 (0.00166)***	0.0263 (0.00203)***	0.00541 (0.00197)***	0.00420 (0.00220)*
Dificultades inserción laboral	0.0236 (0.00204)***	-0.0372 (0.00253)***	0.0509 (0.00222)***	-0.0517 (0.00248)***
Mejoras relativas en el mercado laboral	0.0233 (0.00165)***	-0.00775 (0.00198)***	0.00485 (0.00200)**	-0.0188 (0.00219)***
Observaciones	121,526	121,526	122,430	122,430

Significación: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Nota 1: Los Errores estándar son calculados en base al método Delta. Se detallan entre paréntesis.

Nota 2: Los Efectos marginales son calculados en base al criterio AME (Average Marginal Effects)



Figura II.3. Efectos marginales modelo probit bivariado. Partición según TRAMO de EDAD.

VARIABLES	14-17 años		18-19 años	
	Ef. Mg sobre P(Asistir)	Ef Mg sobre P(Participar)	Ef. Mg sobre P(Asistir)	Ef Mg sobre P(Participar)
Mujer	0.0550 (0.00139)***	-0.0673 (0.00156)***	0.0869 (0.00298)***	-0.118 (0.00349)***
Edad	-0.0427 (0.000653)***	0.0641 (0.000742)***	-0.0594 (0.00291)***	0.107 (0.00333)***
Repetición en Primaria	-0.0323 (0.00144)***	0.0255 (0.00175)***	-0.0963 (0.00356)***	0.0521 (0.00439)***
Repetición en Secundaria	-0.0401 (0.00137)***	0.0335 (0.00160)***	0.00553 (0.00297)*	0.105 (0.00336)***
Educación Preescolar	0.0546 (0.00211)***	-0.0601 (0.00264)***	0.0442 (0.00512)***	0.00190 (0.00613)
Educación secundaria de la madre	0.0542 (0.00139)***	-0.0183 (0.00166)***	0.114 (0.00324)***	-0.00104 (0.00406)
Educación terciaria de la madre	0.0858 (0.00333)***	0.000391 (0.00298)	0.157 (0.00521)***	-0.0952 (0.00599)***
Educación secundaria del padre	0.00259 (0.00143)*	-0.00725 (0.00167)***	0.0685 (0.00350)***	-0.0211 (0.00383)***
Educación terciaria del padre	0.0749 (0.00201)***	-0.0644 (0.00260)***	0.177 (0.00568)***	0.0187 (0.00663)***
Hijos propios	-0.102 (0.00883)***	0.128 (0.0111)***	0.0448 (0.0147)***	-0.101 (0.0175)***
Mujer con hijos propios	-0.0334 (0.00950)***	-0.121 (0.0121)***	-0.543 (0.0164)***	-0.0296 (0.0189)
Hogar "independiente"	-0.112 (0.00587)***	0.129 (0.00808)***	0.000590 (0.00810)	0.0686 (0.00911)***
Hogar monoparental	-0.0210 (0.00170)***	0.00495 (0.00198)**	-0.0929 (0.00377)***	0.0753 (0.00449)***
Hogar extendido	0.00139 (0.00174)	0.00921 (0.00202)***	-0.108 (0.00399)***	0.0815 (0.00473)***
Ser hermano mayor	-0.00586 (0.00146)***	0.0225 (0.00171)***	-0.0537 (0.00369)***	0.0457 (0.00407)***
Hogar beneficiario de AFAM	0.0372 (0.00139)***	-0.00667 (0.00163)***		
Propiedad de la vivienda	0.0172 (0.00138)***	-0.00955 (0.00162)***	0.0526 (0.00322)***	-0.0450 (0.00383)***
Ingreso per cápita (ln)	0.0328 (0.000809)***	-0.0314 (0.000956)***	0.0930 (0.00243)***	-0.174 (0.00282)***
Montevideo	0.0237 (0.00157)***	-0.0286 (0.00170)***	-0.0291 (0.00355)***	0.130 (0.00376)***
Tasa de Matriculación en Bachillerato	0.000792 (7.76e-05)***	0.000356 (8.22e-05)***	0.00473 (0.000189)***	-0.00189 (0.000200)***
Expectativas en el nivel de vida	0.0141 (0.00132)***	0.0150 (0.00154)***	0.0203 (0.00297)***	-0.00478 (0.00345)
Dificultades inserción laboral	0.0213 (0.00143)***	-0.0385 (0.00165)***	0.0887 (0.00378)***	-0.0360 (0.00456)***
Mejoras relativas en el mercado laboral	-0.00513 (0.00131)***	0.000916 (0.00150)	0.0629 (0.00295)***	-0.0620 (0.00341)***
Observaciones	169,632	169,632	74,324	74,324

Significación: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Nota 1: Los Errores estándar son calculados en base al método Delta. Se detallan entre paréntesis.

Nota 2: Los Efectos marginales son calculados en base al criterio AME (Average Marginal Effects)

Nota 3: La variable de AFAM toma valores 1 únicamente para los jóvenes beneficiarios de 14 a 17 años, es por ello que no corresponde el efecto marginal para el tramo mayor.

Figura II.4. Efectos marginales modelo probit bivariado. Partición según REGIÓN

VARIABLES	MONTEVIDEO		INTERIOR	
	Ef. Mg sobre P(Asistir)	Ef Mg sobre P(Participar)	Ef. Mg sobre P(Asistir)	Ef Mg sobre P(Participar)
Mujer	0.0678 (0.00206)***	-0.0589 (0.00233)***	0.0670 (0.00171)***	-0.0949 (0.00198)***
Edad	-0.0451 (0.00125)***	0.0624 (0.00135)***	-0.0648 (0.000958)***	0.0948 (0.00111)***
Mayoría de edad	-0.0536 (0.00380)***	0.163 (0.00417)***	0.0317 (0.00318)***	-0.0184 (0.00369)***
Repetición en Primaria	-0.0201 (0.00221)***	0.0127 (0.00267)***	-0.0784 (0.00193)***	0.0516 (0.00237)***
Repetición en Secundaria	-0.0371 (0.00210)***	0.0715 (0.00237)***	-0.0114 (0.00169)***	0.0456 (0.00196)***
Educación Preescolar	0.0598 (0.00347)***	0.0124 (0.00463)***	0.0462 (0.00273)***	-0.0714 (0.00330)***
Educación secundaria de la madre	0.0969 (0.00212)***	-0.00814 (0.00261)***	0.0669 (0.00181)***	-0.0175 (0.00217)***
Educación terciaria de la madre	0.117 (0.00353)***	-0.0133 (0.00398)***	0.0931 (0.00395)***	-0.0579 (0.00396)***
Educación secundaria del padre	0.0252 (0.00230)***	-0.0610 (0.00264)***	0.0156 (0.00189)***	0.0216 (0.00210)***
Educación terciaria del padre	0.0914 (0.00338)***	-0.131 (0.00409)***	0.149 (0.00268)***	0.0296 (0.00435)***
Hijos propios	-0.0643 (0.00982)***	-0.0287 (0.0130)**	0.0428 (0.0112)***	0.121 (0.0135)***
Mujer con hijos propios	-0.204 (0.0109)***	0.0319 (0.0143)**	-0.286 (0.0119)***	-0.195 (0.0143)***
Hogar "independiente"	0.182 (0.00807)***	-0.0221 (0.00783)***	-0.128 (0.00558)***	0.106 (0.00646)***
Hogar monoparental	-0.0358 (0.00252)***	0.0142 (0.00293)***	-0.0551 (0.00218)***	0.0350 (0.00257)***
Hogar extendido	-0.00457 (0.00260)*	0.00765 (0.00305)**	-0.0373 (0.00228)***	0.0390 (0.00265)***
Ser hermano mayor	-0.0103 (0.00221)***	0.0464 (0.00253)***	-0.0165 (0.00200)***	0.0283 (0.00227)***
Hogar beneficiario de AFAM	0.0499 (0.00290)***	-0.0211 (0.00330)***	0.0694 (0.00231)***	-0.0339 (0.00270)***
Propiedad de la vivienda	0.0419 (0.00204)***	-0.0551 (0.00236)***	0.0171 (0.00185)***	0.00964 (0.00221)***
Ingreso per cápita (ln)	0.0269 (0.00112)***	-0.0399 (0.00125)***	0.0794 (0.00145)***	-0.0888 (0.00168)***
Tasa de Matriculación en Bachillerato			0.00200 (8.03e-05)***	-0.000362 (8.44e-05)***
Expectativas en el nivel de vida	0.0268 (0.00198)***	0.0516 (0.00227)***	-0.000467 (0.00170)	-0.0217 (0.00196)***
Dificultades inserción laboral	0.0482 (0.00226)***	-0.0700 (0.00267)***	0.0231 (0.00199)***	-0.0238 (0.00233)***
Mejoras relativas en el mercado laboral	0.0557 (0.00197)***	-0.000134 (0.00226)	-0.0202 (0.00171)***	-0.0183 (0.00193)***
Observations	100,473	100,473	143,483	143,483

Significación: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Nota 1: Los Errores estándar son calculados en base al método Delta. Se detallan entre paréntesis.

Nota 2: Los Efectos marginales son calculados en base al criterio AME (Average Marginal Effects)

Nota 3: La Tasa de Matriculación fue construida por departamento, es por eso que se omite su efecto marginal para el tramo de Montevideo.

Figura II.5. Resultados de las estimaciones del Modelo General, excluyendo las variables: educación de la madre, educación del padre y propiedad de la vivienda. Coeficientes y Efectos marginales.

VARIABLES	Asistencia	Participación	Ef. Mg sobre P (Asistir)	Ef. Mg sobre P (Participar)
Mujer	0.339 (0.00742)***	-0.371 (0.00681)***	0.0622 (0.00135)***	-0.0840 (0.00152)***
Edad	-0.288 (0.00427)***	0.361 (0.00393)***	-0.0529 (0.000774)***	0.0818 (0.000861)***
Mayoría de edad	-0.0613 (0.0134)***	0.301 (0.0123)***	-0.0113 (0.00246)***	0.0683 (0.00277)***
Repetición en Primaria	-0.387 (0.00816)***	0.187 (0.00786)***	-0.0710 (0.00148)***	0.0424 (0.00178)***
Repetición en Secundaria	-0.241 (0.00718)***	0.274 (0.00659)***	-0.0443 (0.00131)***	0.0621 (0.00148)***
Educación Preescolar	0.437 (0.0119)***	-0.229 (0.0117)***	0.0801 (0.00216)***	-0.0518 (0.00265)***
Hijos propios	-0.175 (0.0409)***	0.185 (0.0397)***	-0.0320 (0.00751)***	0.0420 (0.00899)***
Mujer con hijos propios	-1.268 (0.0447)***	-0.379 (0.0429)***	-0.233 (0.00817)***	-0.0859 (0.00971)***
Hogar "independiente"	-0.320 (0.0226)***	0.386 (0.0217)***	-0.0587 (0.00414)***	0.0874 (0.00491)***
Hogar monoparental	-0.237 (0.00914)***	0.135 (0.00853)***	-0.0436 (0.00167)***	0.0307 (0.00193)***
Hogar extendido	-0.200 (0.00962)***	0.168 (0.00888)***	-0.0367 (0.00176)***	0.0380 (0.00201)***
Ser hermano mayor	-0.130 (0.00828)***	0.173 (0.00753)***	-0.0238 (0.00152)***	0.0392 (0.00170)***
Hogar beneficiario de AFAM	0.279 (0.00996)***	-0.0634 (0.00918)***	0.0512 (0.00182)***	-0.0144 (0.00208)***
Ingreso per cápita (ln)	0.369 (0.00446)***	-0.308 (0.00424)***	0.0678 (0.000797)***	-0.0699 (0.000934)***
Montevideo	0.0833 (0.00845)***	0.0584 (0.00728)***	0.0153 (0.00155)***	0.0132 (0.00165)***
Tasa de Matriculación en Bachillerato	0.0130 (0.000444)***	-0.00161 (0.000372)***	0.00239 (8.11e-05)***	-0.000364 (8.43e-05)***
Expectativas en el nivel de vida	0.0420 (0.00712)***	0.0747 (0.00659)***	0.00771 (0.00131)***	0.0169 (0.00149)***
Dificultades inserción laboral	0.250 (0.00826)***	-0.202 (0.00775)***	0.0459 (0.00151)***	-0.0458 (0.00175)***
Mejoras relativas en el mercado laboral	0.0793 (0.00713)***	-0.0584 (0.00652)***	0.0146 (0.00131)***	-0.0132 (0.00148)***
Constante	1.445 (0.0805)***	-4.026 (0.0747)***		
Observaciones	243,956	243,956	243,956	243,956
	Coef.	Errores. Est.		
<b>rho</b>	-0.496	0.004		
	Significación: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1			

Nota 1: Los Errores estándar son calculados en base al método Delta. Se detallan entre paréntesis.

Nota 2: Los Efectos marginales son calculados en base al criterio AME (Average Marginal Effects)

### ANEXO III: PRUEBAS DE BONDAD DE AJUSTE

Figura III.1. Pruebas de Bondad de ajuste: Predicciones correctas para los modelos por cortes.

Porcentaje de predicciones correctas del modelo particionado según sexo, según variables dependientes.					
Mujeres			Hombres		
Predicción	<i>Asistencia</i>		Predicción	<i>Asistencia</i>	
	0	1		0	1
0	79.3	18.82	0	79.47	29.45
1	20.7	81.18	1	20.53	70.55
Total	100	100	Total	100	100
Predicción	<i>Participación</i>		Predicción	<i>Participación</i>	
	0	1		0	1
0	73.37	15.45	0	73.58	21.88
1	26.63	84.55	1	26.42	78.12
Total	100	100	Total	100	100
Porcentaje de predicciones correctas del modelo particionado según tramo de edad, según variables dependientes.					
Tramo 14-17			Tramo 18-19		
Predicción	<i>Asistencia</i>		Predicción	<i>Asistencia</i>	
	0	1		0	1
0	83.17	26.55	0	74.42	22.53
1	16.83	73.45	1	25.58	77.47
Total	100	100	Total	100	100
Predicción	<i>Participación</i>		Predicción	<i>Participación</i>	
	0	1		0	1
0	66.85	22.57	0	64.47	33.43
1	33.15	77.43	1	35.53	66.57
Total	100	100	Total	100	100
Porcentaje de predicciones correctas del modelo particionado según región, según variables dependientes.					
Montevideo			Interior		
Predicción	<i>Asistencia</i>		Predicción	<i>Asistencia</i>	
	0	1		0	1
0	80.69	23.78	0	81.27	22.53
1	19.31	76.22	1	18.73	77.47
Total	100	100	Total	100	100
Predicción	<i>Participación</i>		Predicción	<i>Participación</i>	
	0	1		0	1
0	76.96	19.92	0	70.65	21.31
1	23.04	80.08	1	29.35	78.69
Total	100	100	Total	100	100