

Revista Electrónica de Investigación Educativa

Volumen 14, Núm. 1, 2012

Determinantes de la asistencia escolar de los jóvenes en la Argentina¹

Determinants of school attendance of young people in Argentina

Jorge A. Paz (*)

jpaz@conicet.gov.ar

Juan Carlos Cid (*)

jid@indec.mecon.gob.ar

(*) Universidad Nacional de Salta

Av. Bolivia 5150 A4408FVY
Salta, Argentina

(Recibido: 13 de octubre de 2010;
aceptado para su publicación: 31 de octubre de 2011)

Resumen

Este artículo examina los determinantes socioeconómicos de la asistencia escolar y de otras actividades (trabajo, por ejemplo) de la población entre 15 y 18 años en la Argentina entre los años 1997 y 2009. En particular, interesa saber cuán importantes son cada uno de ellos y compararlos entre sí, se utilizan datos de la Encuesta Permanente de Hogares

¹ Los autores agradecen los comentarios recibidos de dos árbitros anónimos a una versión anterior del presente documento, así como las contribuciones de Néstor López, Andrea Vigorito, Gastón Carrazán y Marcelo Cucca, y de los participantes de las 8vas. Jornadas de Mercado de Trabajo y Equidad en la Argentina, realizadas en la Universidad Nacional de General Sarmiento, Buenos Aires, en agosto de 2010.

que cubre las áreas urbanas poblacionalmente más importantes del país.

Palabras clave: Asistencia escolar, oportunidades educativas, Argentina.

Abstract

This paper analyzes the socioeconomic determinants of school attendance and time allocation of young people between 15 and 18 years old in Argentina. We are particularly interested in knowing the importance of each of them. The empirical analysis is based on a multinomial logit model for the period 1997-2009 with data coming from the Permanent Household Survey, Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), covering the urban population in the country.

Key words: School attendance, educational opportunities, Argentina.

I. Introducción

La Argentina es uno de los países de América Latina que más ha avanzado en el logro de la escolaridad universal para los niños entre 5 y 12 años de edad². Sin embargo, para los jóvenes entre 13 y 18 años el panorama es otro y las disparidades por estratos socio-económicos comienzan a manifestarse con toda fuerza. La tasa de asistencia escolar desciende notoria y ostensiblemente conforme aumenta la edad de los jóvenes, pasando del 99% a los 12 años de edad, al 60% a los 18. Esta declinación es un tanto más marcada entre los varones.

Aunque hubo logros notables en el ascenso de la tasa de asistencia de los adolescentes durante los últimos 35 años³, en el período reciente se aprecia cierto estancamiento, a pesar de que la nueva Ley Nacional de Educación de 2006 (LNE, 2007) incluyó a la educación secundaria como obligatoria. En suma, si bien la caída en la asistencia escolar a partir de los 12 años es un problema compartido por otros países de la región, la situación de la Argentina no deja de ser preocupante por los logros ya alcanzados en educación media y por el reciente estancamiento observado.

Este es el contexto en el que se desarrolla la investigación, cuyo objetivo principal es conocer la manera en que operan los determinantes de la asistencia escolar de la población comprendida entre los 15 y los 18 años, edades para las cuales la opción de trabajar se va consolidando como una alternativa importante (en especial para los hogares más pobres) y posible, dado que las restricciones legales son menos estrictas a partir de los 14 años⁴. Por eso, entre tales determinantes interesan en particular los ligados a la condición socio-ocupacional

² En el año 2008, la asistencia escolar en áreas urbanas de este grupo de edad fue mayor al 99%, cifra que está entre las más altas de la región (CEPAL, 2010).

³ La EPH comenzó a recolectarse en 1974 en el aglomerado Gran Buenos Aires. Para ese aglomerado se cuenta con series históricas que dan cuenta de la afirmación.

⁴ Es por eso que se analizan los determinantes para el grupo entre 15 y 18, y no entre 13 y 18.

del jefe del hogar en el que viven los adolescentes.

Además se ha venido insistiendo últimamente en la importancia dada al grupo de los inactivos (D'Alessandre, 2010); esto es, jóvenes que no estudian ni trabajan, lo que ha llevado a que se indague hasta qué punto la inactividad (además del trabajo) se ha convertido en una opción para la población de adolescentes argentinos. Si bien este entrecruzamiento de actividades (asistencia escolar, trabajo e inactividad) hace inadecuado el análisis de los determinantes de una de ellas sin considerar a las demás, la presente investigación analiza si alguna de estas alternativas es irrelevante en el espacio de opciones del joven⁵. Claro está que este análisis se impone debido a que la decisión de estudiar no es independiente de otras alternativas, tales como trabajar o permanecer inactivo sin estudiar ni trabajar.

II. Un marco conceptual para el análisis de la asistencia escolar

Si bien el evento que se desea explicar es la asistencia escolar de los jóvenes argentinos entre 15 y 18 años de edad, se parte aquí suponiendo que las decisiones de estudiar, de trabajar, de hacer ambas cosas, o de permanecer inactivo, son interdependientes y responden —probablemente— a factores comunes. Además se supone que estos factores y/o condicionantes comunes pueden ser ordenados y, en cierta medida, sistematizados, según impacten en los beneficios y costos de la asistencia escolar y de las otras actividades que se presentan como alternativas (trabajo, desempleo, inactividad). Es decir que el enfoque que se ha seleccionado para profundizar en los determinantes de la asistencia escolar está basado en un marco conceptual que reúne algunos de los aportes de la teoría económica de los procesos educativos (Becker, 1965; Spence, 1973; Heckman, 1974, entre otros).

Siguiendo con la lógica planteada en el párrafo anterior podría decirse que la decisión de asistir a una institución educativa (simbolizada por a_i^*) y, eventualmente, la de trabajar para el mercado (simbolizada por w_i^*) pueden ser adecuadamente descritas según los siguientes modelos:

$$a_i^* = ba_i - ca_i \quad [1]$$

$$w_i^* = bw_i - cw_i \quad [2]$$

Donde el subíndice i representa al joven decisor y tanto a_i^* como w_i^* son una función de los beneficios brutos (ba_i, bw_i) y de los costos (ca_i, cw_i) que enfrentan (él y/o su familia). Se supone que si los beneficios igualan o superan los costos, los jóvenes asistirán a una institución educativa, en [1] y trabajarán en [2].

⁵ En este contexto, se entiende por “alternativa irrelevante” aquella que (según la evidencia empírica) no compite por el uso del tiempo de los jóvenes. Por ejemplo, la actividad doméstica en la medida en que no provoque disminución del rendimiento escolar, se considera irrelevante.

Tanto a_i como w_i son variables no observadas, que se encuentran en estado latente. Lo que sí puede observarse es lo que el individuo termina haciendo luego de realizada su (supuesta) evaluación económica⁶. La variable que puede observarse es la asistencia efectiva a la escuela:

$$\begin{aligned} a_i &= 1, \text{ si } a_i^* \geq 0, \\ a_i &= 0, \text{ en caso contrario } (a_i^* < 0). \end{aligned} \quad [1a]$$

O el trabajo para el mercado:

$$\begin{aligned} w_i &= 1, \text{ si } w_i^* \geq 0, \\ w_i &= 0, \text{ en caso contrario } (w_i^* < 0). \end{aligned} \quad [2a]$$

Los beneficios y costos responden, en este marco conceptual, a un conjunto de variables reunidas en una matriz Xi de determinantes de la asistencia escolar y que será descrito en la próxima sección.

III. Datos y metodología

Los datos usados provienen de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), tanto en su modalidad Puntual (EPHP), como Continua (EPHC)⁷. La EPH es conducida y ejecutada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) con la colaboración de las direcciones provinciales de estadística. La muestra definitiva quedó constituida por 68,989 jóvenes entre 15 y 18 años de edad, encuestados entre 1997 y 2009, con las ponderaciones originales dadas a éstos en la encuesta.

Para el tratamiento de estos datos se aplica el Modelo Logit Multinomial (MLMN), dado que posibilita convertir los dos sistemas de ecuaciones que resumen el marco conceptual, en una forma observable con los cuatro valores siguientes:

⁶ El término “económico” es aquí empleado en un sentido amplio con beneficios y costos que exceden (pero naturalmente incluyen) los puramente monetarios. Además, la palabra “evaluación” forma parte de un supuesto analítico, no implica que haya una evaluación consciente en el sentido dado al término en la literatura sobre evaluación de proyectos de inversión.

⁷ La EPHP se realizaba “puntualmente” dos veces por año, generalmente en los meses de abril y septiembre. Los datos se daban a conocer en los meses de mayo y octubre. La EPHC se realiza “continuamente” (siempre hay encuestadores en campo) y los resultados se dan a conocer por trimestre. Para conocer detalles sobre las diferencias entre modalidades puede consultarse el sitio www.indec.mecon.gob.ar

$y_i = 1$, si $a_i^* \geq 0$ y $w_i^* < 0$, decide solamente estudiar.

$y_i = 2$, si $a_i^* \geq 0$ y $w_i^* \geq 0$, decide estudiar y trabajar.

$y_i = 3$, si $a_i^* < 0$ y $w_i^* \geq 0$, decide solamente trabajar.

$y_i = 4$, si $a_i^* < 0$ y $w_i^* < 0$, decide no estudiar ni trabajar.

La sistematización anterior permite, a la vez, definir el siguiente modelo:

$$y_i = X_i \beta + \varepsilon_i \quad [3]$$

Donde X_i contiene las variables que explicarán el evento (más una columna de unos) y ε_i representa el término de error.

Los elementos de X_i que representan los beneficios y/o costos económicos de asistir a la escuela y de trabajar, pueden ser clasificados en las dimensiones siguientes: a) individual; b) del hogar; c) otros (espacial o geográfico, temporal e institucional). Forman parte de la primera dimensión, la edad y el sexo del joven. Estas variables reflejan parte del costo de oportunidad de asistir (la edad por las posibilidades que ofrece el mercado laboral y el género en la medida en que tanto las oportunidades laborales como los salarios favorecen a los varones más que a las mujeres).

Del hogar se consideró el género del jefe, su condición de actividad (asalariado informal, desocupado o inactivo), el clima educativo del hogar, el número de privaciones materiales, la cantidad de otros menores en el hogar y el ingreso familiar total. La variable "número promedio de privaciones" incluye los siguientes indicadores: 1) Hogar hacinado, 2) vivienda precaria, 3) piso de tierra, 4) cubierta del exterior de la vivienda de material precario, 5) vivienda sin provisión de agua, 6) vivienda emplazada en un basural, en una villa miseria, etc. Cada uno de estos indicadores toma valor 1 de verificarse el fenómeno (por ejemplo si el hogar está hacinado, o si la vivienda se considera no adecuada). Se construye luego la variable de interés sumando los indicadores de privación que presenta cada hogar/vivienda y se obtiene una cifra con un recorrido que va de 0 (ninguna privación) a 6 privaciones, como puede constatarse en el Tabla A.1⁸. El número promedio para la Argentina es de 28.9 privaciones por cada 100 hogares/viviendas.

Por su parte, el ingreso familiar se segmentó en quintiles, dado que no es la intención del trabajo estimar parámetros demasiado específicos (como, por ejemplo, la manera en que cambia la probabilidad de asistir ante cambios infinitesimales del ingreso), sino más bien la de tener una idea acerca del efecto que produce el nivel socio-económico del hogar que no es el captado por las otras

⁸ Para la construcción de este indicador se tuvo en cuenta el concepto de "intensidad de la pobreza" propuesto en Cid (1994) y convertido luego en indicador de privación en los modernos análisis de pobreza multidimensional (Alkire y Foster, 2009).

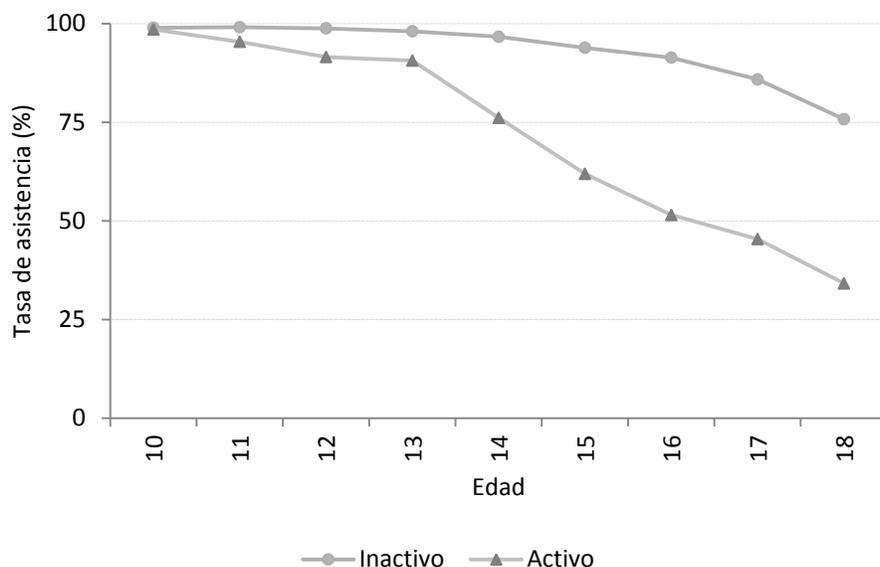
variables incluidas (tales como el número de privaciones, descrita en el párrafo anterior).

La dimensión espacial, etc., tiene en cuenta otra parte del costo económico (o de oportunidad) de asistir, representado por el salario promedio que se paga a los adultos (salario mayor) y a los jóvenes (salario menor) en el lugar de residencia (ciudad o aglomerado urbano), la región de residencia del hogar, el año en el que fue realizada la encuesta y la modalidad (puntual o continua) de la misma. Estas variables están definidas en el Tabla A.1 (Apéndice), donde se muestran también sus valores medios.

IV. Resultados

Una de las hipótesis más sólidas para explicar el decrecimiento de la asistencia escolar conforme aumenta la edad de los jóvenes entre los 13 y los 18 años, así como también de los 18/19 años en adelante, es la posibilidad creciente de inserción en el mercado laboral. En la Argentina, y para el período examinado, a partir de los 14 años los jóvenes pueden desarrollar legalmente alguna actividad económica y obtener remuneración. Además, los salarios que pueden conseguir son substancialmente más elevados que los que provienen del trabajo infantil (el comprendido entre los 6 y 12 años de edad). Pero a juzgar por la evidencia que se presenta a continuación hay otros factores, además del trabajo remunerado, que estarían influyendo sobre la probabilidad de los jóvenes de asistir a la escuela, y estos factores operan generando un alejamiento de una proporción creciente de jóvenes a medida que aumenta su edad.

Lo antes dicho puede verse con claridad en la Figura 1. La condición de actividad de las personas (si está ocupada, desocupada o inactiva) y la asistencia escolar están fuertemente relacionadas. Así, mientras que más del 76% de los inactivos de 18 años de edad permanece en el sistema educativo, sólo el 34% de los activos (ocupados y desempleados) de esa edad se encuentra en idéntica situación. La brecha de asistencia entre activos e inactivos supera así los 40 puntos porcentuales. Pero el gráfico puede interpretarse también de la siguiente manera: Resulta muy llamativo que del conjunto de inactivos de 18 años, el 24% no esté en el sistema educativo y tampoco se encuentre en el mercado de trabajo (ya sea ocupado o buscando trabajo). De lo anterior se desprende entonces la siguiente pregunta: ¿Dónde está ese 24% de inactivos que no está estudiando, tampoco trabajando ni buscando trabajo? Estos jóvenes conforman el grupo de los que “no estudian ni trabajan”.



Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHC.

Figura 1. Asistencia según condición de actividad. Niñas, niños y jóvenes entre 10 y 18 años de edad. Argentina, pooled 2003-2009

Podría plantearse que quizá operan otros factores que influyen en la probabilidad de asistir a la escuela y que no responden estrictamente a las condiciones del mercado laboral que enfrenta el menor. En este estudio dichos factores serán agrupados en dimensiones que pretenden un grado de generalidad un tanto mayor que las variables que las componen. Así, se tratará, como se adelantó en la sección anterior, de los factores individuales, familiares o del hogar; y del entorno geográfico, temporal e institucional (leyes y regulaciones de diverso tipo) que se supondrá, por hipótesis, tienen que ver sobre la decisión de asistir a la escuela.

La forma en que las variables que conforman estas dimensiones se transforman en decisiones, serán capturadas con la ayuda del Modelo Logístico Multinomial (MLMN) definido en [3], en el que se usó como categoría de base, la opción consistente en “trabajar exclusivamente”. Los comentarios que siguen se refieren a la información contenida en el Tabla A.2 del Apéndice y aluden, por razones de espacio, a la opción a estudiar solamente, como una *proxy* a la asistencia escolar (exclusiva).

4.1 Los determinantes individuales

La edad y el género son, en la Argentina, determinantes clave de la asistencia escolar. La asistencia está inversamente relacionada con la edad y los varones asisten menos que las mujeres. Es necesario aclarar que estos efectos están capturando otros factores no ligados al mercado de trabajo, dado que éstos están contemplados en otras variables incluidas en el modelo con el propósito explícito de tomarlos en cuenta con independencia de los demás. Podría pensarse

entonces que se observa una propensión creciente a no asistir a la escuela conforme el joven transita hacia la edad adulta y que esa transición es lineal y monótona⁹.

4.2 Los determinantes del hogar

La condición de actividad del jefe impacta en la decisión de asistir, abonando la hipótesis del trabajador adicional: Signo negativo y significatividad estadística para jefes desocupados y trabajadores informales¹⁰. Esto podría explicarse por la mayor inestabilidad del ingreso generado por estos últimos, y la incertidumbre que eso provoca, o bien por la necesidad de sustento, directamente.

Las preferencias por la educación se incluyen vía el “clima educativo del hogar” definido como el promedio de los años de escolaridad de los adultos. Se puede ver que un clima educativo más elevado, que indica mayores preferencias del hogar por la educación, *ceteris paribus*, conlleva una probabilidad de asistencia más elevada.

La variable “número promedio de privaciones” se encuentra negativa y significativamente relacionada con la asistencia escolar, lo que estaría reflejando que los hogares más pobres estructuralmente, enfrentan dificultades mayores para enviar a sus hijos a la escuela.

El número de niños en el hogar, tanto en edad preescolar (de 0 a 4 años) como en edad de escolaridad primaria (5 a 12) ejercen una influencia negativa en la probabilidad de asistir, siendo más fuerte el efecto de los niños más pequeños, los que, ciertamente, requieren un cuidado mayor.

Resumiendo, el contenido de esta dimensión tiene un impacto fuerte en la probabilidad de asistir. En un contexto favorable a la educación juvenil estas variables no deberían arrojar significancia alguna, ya que todos los factores que ellas representan ilustran oportunidades diferentes que provienen de un contexto de privación de satisfacción de necesidades sociales que coartan la asistencia escolar (plena) de jóvenes.

⁹ Esto se contrapone con una parte de la literatura que plantea esquemas de transición tipo “yo-yo” de la juventud a la madurez. Es decir, con entradas, salidas, avances y retrocesos en una dirección u otra. Claro está que el modelo podría formularse con algún término polinómico, pero la evidencia presentada en la Figura 1 va a favor de la hipótesis de una transición de tipo lineal.

¹⁰ Se definió como Jefe informal al jefe de hogar que cumplía alguna de estas condiciones: a) asalariado sin beneficios (jubilatorios), b) cuenta propia no profesional, o c) trabajador familiar sin salario. La categoría de referencia tácita es jefe de hogar formal (asalariado registrado, patrón o trabajador independiente profesional).

4.3 La influencia de la región, temporal e institucional

Los costos indirectos de asistir, captados por el salario de mercado de los jóvenes, tienen influencia negativa y significativa en la probabilidad de asistir, mientras que el salario de los adultos parece no ejercer efecto alguno en dicha probabilidad. Este efecto no tiene una connotación negativa. Simplemente alerta acerca del comportamiento de los jóvenes ante situaciones económicas cambiantes y permiten predecir que los auges irán acompañados por deserción escolar y las recesiones por un mantenimiento o aumento de la matrícula escolar.

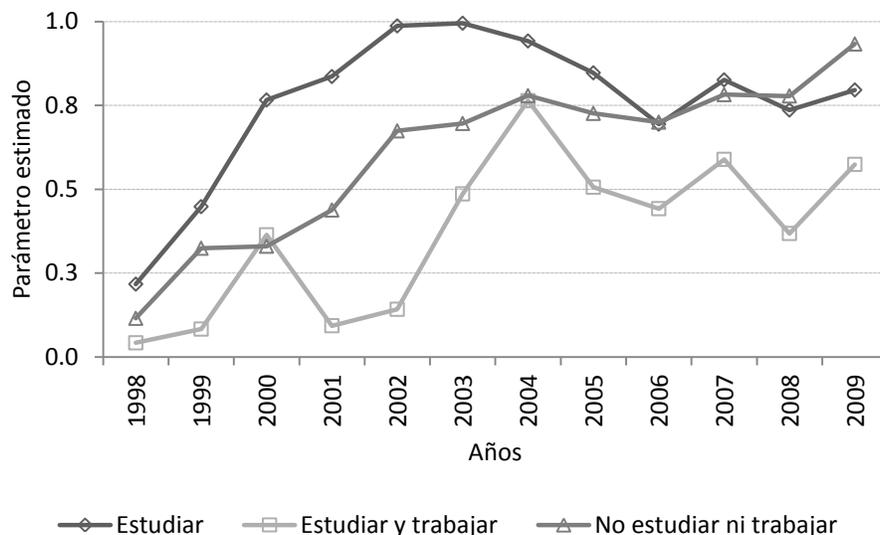
Las regiones de residencia¹¹ Noroeste Argentino (NOA) y Nordeste Argentino (NEA), las menos desarrolladas del país¹², son las que registran la asistencia escolar más elevada, hecho que va en línea con el fenómeno conocido como “convergencia educativa”, y que también se verifica en América Latina y el Caribe (D’Alessandre, 2010). Las unidades espaciales que parten de niveles más bajos de escolaridad tienen un desempeño más satisfactorio que aquéllas que comienzan con niveles más elevados.

Se aprecian avances significativos de la asistencia entre 1997 y 2003, y a partir de allí, un derrotero irregular e inestable, con aumentos en 2007 y 2009 y reducciones en 2004, 2005, 2006 y 2008. Además, como puede apreciarse en la Figura 2, con diferencias sustantivas entre las tres categorías usadas en la regresión, comparadas con la opción “trabajar solamente”¹³.

¹¹ Se tomaron las regiones definidas por INDEC en su relevamiento: NOA, NEA, Cuyo, Pampeana y Patagonia. La región correspondiente al Gran Buenos Aires fue la usada como categoría de base.

¹² El menor nivel de desarrollo relativo se expresa en este caso en menor producto per cápita, menores tasas de escolaridad, menor esperanza de vida y otros indicadores relacionados. Podría decirse que usando estos indicadores, se verifican en la Argentina tres grandes niveles de desarrollo: El más bajo representado por las regiones del Norte del país (NEA y NOA); y el más elevado, representado por Cuyo, la región Pampeana y el Centro y la región Patagónica.

¹³ Se agradece la sugerencia de uno de los árbitros acerca de incluir esta Figura en el análisis.



Fuente: Construcción propia con datos de INDEC-EPHC.

Figura 2. Probabilidad de ubicarse en tres de las cuatro alternativas analizadas. Jóvenes entre 15 y 18 años de edad. Argentina, 1998-2009.

Lo que aparece con claridad en la Figura 2 es la similitud cronológica entre las opciones “estudiar solamente” y “estudiar y trabajar” y la diferencia entre los movimientos de ésta y los de la opción “no estudiar ni trabajar”. Ciertamente, las dos primeras aumentan en la etapa previa a 2003 y disminuyen luego, mientras que la segunda sigue aumentando hasta el final del período de observación, con algún estancamiento temporal y transitorio hacia la mitad del período (entre 2004 y 2006). Desde la perspectiva que interesa al presente trabajo, la probabilidad de asistir con respecto a la de “trabajar solamente” (alternativa excluida en la regresión estimada) aumentó en el período de caída del ciclo económico (1998-2003) y se redujo (estabilizándose al final), en la etapa de recuperación (2003-2009). La opción “no estudiar ni trabajar” parece entonces operar con independencia a las anteriores y será objeto de los ajustes que se proponen en el siguiente apartado.

4.4 Algunos ajustes

Los resultados comentados en el apartado anterior se corresponden con lo pronosticado según el marco de referencia: Aumentan la probabilidad de asistir todas aquellas variables que representan un beneficio más elevado y un costo más bajo de dicha asistencia. Además, aquellos efectos indefinidos a priori (como por ejemplo la sensibilidad de la asistencia al ciclo económico) se han manifestado con claridad al controlar el efecto de las covariables. Sin embargo, quedan algunas preguntas por responder: a) ¿Está bien especificado el modelo?; o bien ¿todas las alternativas de uso del tiempo consideradas son relevantes?; b) ¿A cuánto ascienden las probabilidades de asistir para determinados sub-grupos?; c)

¿Cuál es la importancia de cada uno de los factores sobre la decisión de asistir a una institución educativa? A continuación se intenta dar respuesta a esas interrogantes.

1) Alternativas irrelevantes. Un supuesto crucial del MLMN es que las categorías incluidas en el análisis tienen la propiedad de Independencia de Alternativas Irrelevantes (IIA). En términos prácticos esto implica que incluir o excluir categorías irrelevantes no afecta los riesgos relativos de las variables consideradas. Por ejemplo, la probabilidad de estudiar solamente con respecto a trabajar solamente (categoría base en esta investigación) si el jefe de hogar es un trabajador informal, no debería verse alterada si se incluye (o excluye) una categoría de uso del tiempo adicional que resulte irrelevante. Y así con cada uno de los determinantes analizados.

Para evaluar el supuesto de IIA se aplicó el test de Hausman (Hausman y McFadden, 1984), usando como el modelo pleno el que se presenta en la Tabla A.2 del Apéndice y como modelos restringidos eliminando las alternativas: a) estudia y trabaja primero; y b) no estudia ni trabaja, luego.

Los resultados son los siguientes: Para el primer caso, hay buenas razones para no rechazar la hipótesis nula de diferencias no sistemáticas en los coeficientes estimados: “Estudiar y trabajar” no es una alternativa irrelevante entre el espacio de opciones de los jóvenes en la Argentina y compite con “estudiar solamente” y “trabajar solamente”. En el segundo caso la hipótesis nula se rechaza, lo que implica que la alternativa “No estudiar ni trabajar” aparece como una alternativa irrelevante en ese espacio de opciones. En el primer caso, el estadístico Chi² (70) arroja un valor de -367.2 y en el segundo de 151.04. Valores negativos del estadístico Chi² no son inusuales en este test. Hausman y McFadden (1984) dicen que esto es una fuerte evidencia que el supuesto de IIA no ha sido violado.

Este hallazgo es muy importante, no sólo por el impacto que tienen los determinantes laborales en las decisiones de estudio, sino por la relativa independencia entre los determinantes de la asistencia a la escuela/trabajo y los de no estudiar ni trabajar. Tal es así que el grupo de jóvenes que no estudian ni trabajan no responden al marco teórico planteado en la sección II y surge la necesidad de tratarlo separadamente con un marco conceptual diferente y con un modelo estadístico acorde (en principio podría ser modelado con un probit o logit).

2) Cómputo de las probabilidades predichas. El modelo estimado permite computar las probabilidades predichas de estar en cada una de las cuatro categorías definidas para el uso del tiempo de los jóvenes (Tabla I). Éstas corresponden a un individuo que tiene las características del promedio del grupo, que figuran en el Tabla A.1 del Apéndice.

Tabla I. Probabilidades predichas de encontrarse en alguno de los siguientes estados (categorías). Argentina, pooled 1997-2009.

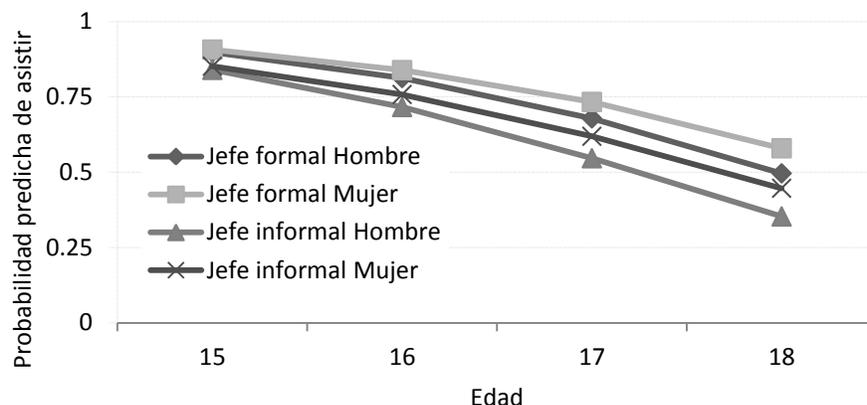
Categorías	Media	Desvío estándar
Estudiar solamente	0.705	0.224
Estudiar y trabajar	0.058	0.039
Trabajar solamente	0.125	0.143
No estudiar ni trabajar	0.112	0.091

Fuente: Construcción propia en base a datos de INDEC, EPHC.

Se observa que a pesar de la baja probabilidad de optar por “estudiar y trabajar” (5.8%), dicha alternativa no resulta irrelevante en el espacio de opciones y no puede ser excluida en un estudio acerca de los determinantes de la asistencia escolar. Además, había quedado evidente en la Figura 2 su comportamiento cronológico con movimientos similares a los de “estudiar solamente”.

De acuerdo al test de IIA discutido en el apartado precedente, los jóvenes migrarían entre los tres primeros estados de acuerdo a cambios en las variables incluidas en el análisis, mientras que el 11.2% del último estado obedecería a otros factores que requerirían un examen especial y aparte, y que podría ser dicotomizado (“no estudia ni trabaja” versus “hace otra cosa”) en un análisis particular del problema. Esta hipotética dicotomización resalta el hecho que la categoría (no estudia ni trabaja) es relevante por sí misma, sobre todo a partir de una determinada edad en mercados laborales con difíciles perspectivas de empleo para los jóvenes.

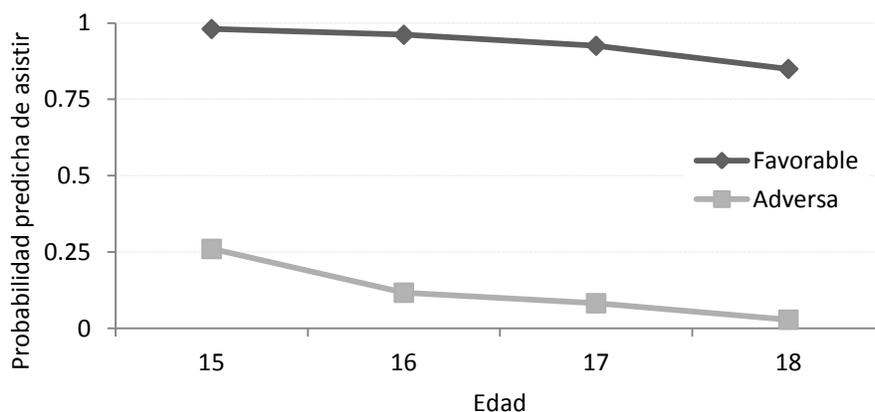
El examen anterior se enriquece al computar estas probabilidades predichas por grupos de interés, como se muestra en las figuras 3 y 4, donde sólo se analiza la probabilidad de asistir a la escuela. En la Figura 3 se mantiene todo igual y se modifica sólo el género y la condición de actividad del jefe de hogar: “Trabajador formal” versus “informal”. En la Figura 4 se simulan dos situaciones: a) la mejor, consistente en la asistencia escolar de un joven que vive en un hogar con jefe varón, ocupado en el sector formal, con clima educativo alto y pocos menores en el hogar; b) la peor, asistencia escolar de un joven que vive en un hogar con jefa mujer, ocupada en el sector informal, con clima educativo bajo y muchos menores en el hogar. La selección de variables para definir estos perfiles se hizo teniendo en cuenta el signo y la significancia estadística de los parámetros estimados que se muestran en la Tabla A.2.



Fuente: Construcción propia con base en datos de INDEC, EPHC.

Figura 3. Probabilidad de asistir según el género y la condición de actividad del jefe del hogar en el que reside. Argentina, pooled 1997-2003

En la Figura 4, por su parte, puede apreciarse el efecto verdaderamente fuerte que ejerce, sobre la probabilidad de asistir, una situación hogareña adversa frente a otra favorable.



Fuente: Construcción propia con base en INDEC, EPHC.

Figura 4. Probabilidad de asistir según la condición (favorable o adversa) del hogar en el que reside. Argentina, pooled 1997-2003

Esta diferencia es muy nítida y se traduce en una gran desigualdad de oportunidades entre los adolescentes provocada por factores sociales. Nótese que en este gráfico queda muy clara la manera en que opera la reproducción intergeneracional de la pobreza y la disparidad de oportunidades.

En esta última comparación los diferenciales mayores se producen a los 16 y 17 años, edades para las cuales la asistencia de jóvenes que residen en hogares con condiciones favorables a la asistencia se mantiene casi sin cambios desde los 15

años. Las brechas de asistencia a estas edades superan los 84 puntos porcentuales.

3) Comparación de los efectos de determinantes seleccionados. Por último se compararon los efectos de algunos determinantes del uso del tiempo de los jóvenes sobre la probabilidad de asistir a una institución educativa. Para ello se calculó el efecto marginal del cambio de una variable sobre la tasa de asistencia (Tabla II), dado que los valores incluidos en la Tabla A.2 del (Apéndice) informan solamente acerca de la dirección de la relación (positiva o negativa) y de la significatividad de la misma, pero no de su impacto.

Tabla II. Efectos marginales (elasticidad) del cambio en determinantes seleccionados sobre la probabilidad predicha de asistir. Argentina, pool 1997-2009.

Determinante	Todos	Hombre	Mujer
Mujer	0.056*** (0.008)		
Jefe informal	-0.045*** (0.007)	-0.058*** (0.009)	-0.032*** (0.009)
Jefe desocupado	-0.047*** (0.011)	-0.065*** (0.016)	-0.030** (0.015)
Clima educativo del hogar	0.026*** (0.001)	0.030*** (0.001)	0.022*** (0.001)
Número de privaciones	-0.035*** (0.005)	-0.031*** (0.007)	-0.041*** (0.006)
Menores de 0 a 4 años	-0.073*** (0.004)	-0.064*** (0.006)	0.081*** (0.006)
Probabilidad predicha de asistir	0.705 (0.224)	0.678 (0.234)	0.734 (0.214)
Número de observaciones	68.989	35.244	33.745

Nota: Entre paréntesis el desvío estándar. Significativo al: *** 1%; ** 5%.

Fuente: Construcción propia con datos de las tablas A.1 y A.2 (Apéndice)

La condición ocupacional del jefe de hogar impacta más entre los varones que entre las mujeres, y el efecto diferencial es todavía más marcado con la desocupación del jefe. Con la cantidad de menores en el hogar (0-4 años de edad) el efecto es el inverso: Impacta más sobre la asistencia de las adolescentes. Esto muestra que los roles de género asignados al trabajo doméstico y al trabajo para el mercado son importantes en la Argentina, al menos en el período analizado.

V. Conclusiones

Pudo constatarse en este trabajo que la edad, el sexo y los salarios que perciben los jóvenes en el mercado de trabajo son determinantes de peso en la decisión de dedicar todo su tiempo a estudiar. Se vio también que el género y la condición socio-ocupacional de los jefes de hogar, impactan fuertemente en dicha decisión y que lo hacen más con los varones. La presencia de niños en el hogar afecta a todos también, pero más a las adolescentes.

Se encontraron evidencias acerca de la posible irrelevancia de la alternativa “no

estudia ni trabaja”, lo que no resulta trivial en especial cuando se piensan políticas para actuar sobre este grupo de jóvenes. Lo anterior sugiere que los individuos deciden estudiar, trabajar o combinar ambas actividades, sin incorporar el estado “no hacer nada” en su espectro de opciones.

Las brechas de asistencia entre grupos de jóvenes definidos por estratos sociales de pertenencia de los hogares en los que residen son sorprendentes. Un joven que reside en un hogar con condiciones sociales favorables registra a los 17 años una tasa de asistencia del 93%, mientras que un joven de la misma edad, igual en todo al anterior pero que reside en un hogar con condiciones sociales adversas alcanza una tasa de asistencia del 8%.

La conclusión en este caso es muy importante en términos de consecuencias de largo plazo: Los hogares pobres se encuentran en un dilema: Tienen dificultades para enviar a sus hijos a estudiar (significativos costos directos) e incentivos para el trabajo adolescente (altos costos de oportunidad o indirectos). Lo que ubica a estos adolescentes en una situación de desventaja social relativa en su vida adulta, momento en el cual la educación tiene valor tanto para la inserción en el mercado de trabajo como para las remuneraciones.

Referencias

Alkire, S. y Foster, J. (2009). Counting and multidimensional poverty. *OPHI Working Paper*, 32, Oxford, Reino Unido.

Becker, G. (1965). A Theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, 75(299), 493-517.

Cid, J. C. (1994). *¿Son los pobres de Salta más intensamente pobres?* Salta: Dirección General de Estadísticas.

D'Alessandre, V. (mayo, 2010). Adolescentes que no estudian ni trabajan en América Latina. *Sistema de Información sobre los Derechos del Niño en la Primera Infancia en los países de América Latina [SITEAL]*, 4.

Hausman, J. y McFadden, D. (1984). Specification tests for the multinomial logit model. *Econometrica*, 52, 1219-1240.

Heckman, J. (1974). Shadow prices, market wages, and labor supply. *Econometrica*, 42(4), 679-694.

Ley Nacional de Educación (2007). Ley N° 26.206. *Hacia una educación de calidad para una sociedad más justa*. Ministerio de Educación Ciencia y Tecnología. Buenos Aires.

Spence, M. (1973). Job market signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355-374.

Apéndice

Tabla A.1. Variables usadas en el análisis, definición, media, mínimo y máximo

Variable	Definición	Media	Min	Max
A. Individual				
Mujer	=1 si es mujer	0.485	0	1
Edad	Años cumplidos	16.514	15	18
B. Hogar				
Jefe varón	=1 Jefe Varón	0.734	0	1
Jefe informal	=1 Jefe informal	0.384	0	1
Jefe desocupado	=1 Jefe desocupado	0.069	0	1
Jefe inactivo	=1 Jefe inactivo	0.127	0	1
Clima educativo	Años de educación por miembro	9.169	0	17
Priva	Cantidad	0.289	0	6
Niños de 0 a 4	Número de niños	0.305	0	7
Niños de 5 a 12	Número de niños	0.615	0	8
Quintil 1	=1 Quintil 1	0.226	0	1
Quintil 2	=1 Quintil 2	0.195	0	1
Quintil 3	=1 Quintil 3	0.195	0	1
Quintil 4	=1 Quintil 4	0.194	0	1
C. Región, Año y tipo de encuesta				
Salario (mayor)	Logaritmo natural	6.241	4.9	8.2
Salario (menor)	Logaritmo natural	5.185	2.2	7.8
Región NOA	=1 NOA	0.101	0	1
Región NEA	=1 NEA	0.059	0	1
Región Cuyo	=1 Cuyo	0.066	0	1
Región Pampeana	=1 Pampeana	0.216	0	1
Región Patagonia	=1 Patagonia	0.030	0	1
Año 1998	=1 1998	0.049	0	1
Año 1999	=1 1999	0.043	0	1
Año 2000	=1 2000	0.045	0	1
Año 2001	=1 2001	0.046	0	1
Año 2002	=1 2002	0.046	0	1
Año 2003	=1 2003	0.132	0	1
Año 2004	=1 2004	0.111	0	1
Año 2005	=1 2005	0.085	0	1
Año 2006	=1 2006	0.095	0	1
Año 2007	=1 2007	0.089	0	1
Año 2008	=1 2009	0.099	0	1
Año 2009	=1 2009	0.069	0	1

Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHC.

Tabla A.2. Determinantes de la asistencia escolar y de otras actividades de los jóvenes entre 15 y 18 años en la Argentina, 1997-2009. Resultados de la regresión más general.

Variables	Sólo estudia		Estudia y trabaja		No estudia ni trabaja	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Mujer	0.899***	(0.066)	0.469***	(0.097)	1.136***	(0.083)
Edad	-1.122***	(0.024)	-0.366***	(0.033)	-0.536***	(0.029)
Salario (mayor)	0.036	(0.125)	0.157	(0.184)	-0.049	(0.161)
Salario (menor)	-0.095*	(0.054)	-0.257***	(0.075)	-0.019	(0.064)
Jefe Varón	0.315***	(0.055)	-0.013	(0.075)	0.130**	(0.065)
Jefe informal	-0.376***	(0.057)	-0.135*	(0.081)	-0.163**	(0.071)
Jefe desocupado	-0.465***	(0.091)	-0.340***	(0.131)	-0.223*	(0.115)
Jefe inactivo	-0.072	(0.078)	-0.244**	(0.111)	0.121	(0.091)
Clima educativo	0.205***	(0.008)	0.148***	(0.011)	0.009	(0.009)
Número de privaciones	-0.293***	(0.039)	-0.091*	(0.049)	-0.133***	(0.040)
Niños de 0 a 4 años	-0.549***	(0.034)	-0.405***	(0.051)	0.054	(0.034)
Niños de 5 a 12	-0.164***	(0.025)	0.018	(0.035)	-0.063**	(0.028)
Quintil 1 del ITF	-0.414***	(0.092)	-0.298**	(0.129)	-0.230*	(0.118)
Quintil 2 del ITF	-0.284***	(0.090)	-0.198	(0.124)	-0.150	(0.113)
Quintil 3 del ITF	-0.191**	(0.085)	-0.175	(0.119)	-0.103	(0.111)
Quintil 4 del ITF	0.000	(0.086)	-0.074	(0.118)	0.070	(0.110)
Región NOA	0.272***	(0.066)	-0.195**	(0.093)	0.407***	(0.080)
Región NEA	0.821***	(0.075)	-0.020	(0.107)	0.833***	(0.087)
Región Cuyo	0.080	(0.066)	-0.266***	(0.095)	0.455***	(0.081)
Región Pampeana	-0.071	(0.052)	-0.289***	(0.071)	0.099	(0.064)
Región Patagonia	0.613***	(.079)	-0.051	(0.119)	0.481***	(0.103)
Año 1998	0.217**	(0.092)	0.042	(0.149)	0.115	(0.115)
Año 1999	0.448***	(0.106)	0.083	(0.162)	0.324**	(0.126)
Año 2000	0.766***	(0.107)	0.364**	(0.162)	0.330**	(0.132)
Año 2001	0.836***	(0.109)	0.093	(0.168)	0.438***	(0.134)
Año 2002	0.987***	(0.129)	0.142	(0.216)	0.674***	(0.159)
Año 2003	0.995***	(0.205)	0.486	(0.316)	0.696***	(0.249)
Año 2004	0.942***	(0.233)	0.764**	(0.345)	0.779***	(0.285)
Año 2005	0.847***	(0.234)	0.506	(0.346)	0.726**	(0.287)
Año 2006	0.694***	(0.229)	0.442	(0.343)	0.700**	(0.284)
Año 2007	0.826***	(0.237)	0.589*	(0.355)	0.782***	(0.294)
Año 2008	0.736***	(0.243)	0.368	(0.363)	0.778**	(0.305)
Año 2009	0.796***	(0.256)	0.574	(0.382)	0.933***	(0.322)
Ordenada	18.470***	(0.925)	4.944***	(1.340)	8.084***	(1.184)
Pseudo R2	0.166					
Observaciones	68.989					

Notas: a. Errores estándar entre paréntesis; b. Significativos al *** 1%; ** 5%; * 10%

Fuente: Construcción propia con datos de INDEC, EPHC.