

March 2007

## Education Policy Analysis Archives 15/06

Arizona State University

University of South Florida

Follow this and additional works at: [https://digitalcommons.usf.edu/coedu\\_pub](https://digitalcommons.usf.edu/coedu_pub)



Part of the [Education Commons](#)

---

### Scholar Commons Citation

Arizona State University and University of South Florida, "Education Policy Analysis Archives 15/06 " (2007). *College of Education Publications*. 626.  
[https://digitalcommons.usf.edu/coedu\\_pub/626](https://digitalcommons.usf.edu/coedu_pub/626)

This Article is brought to you for free and open access by the College of Education at Digital Commons @ University of South Florida. It has been accepted for inclusion in College of Education Publications by an authorized administrator of Digital Commons @ University of South Florida. For more information, please contact [digitalcommons@usf.edu](mailto:digitalcommons@usf.edu).

# Archivos Analíticos de Políticas Educativas

Revista Académica evaluada por pares

Editor: Sherman Dorn

College of Education

University of South Florida

Editores Asociados para Español y Portugués

Gustavo Fischman  
Arizona State University

Pablo Gentili  
Laboratorio de Políticas Públicas  
Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Volumen 15

Número 6

Marzo 19, 2007

ISSN 1068–2341

---

## Heterogeneidad en el Acceso a la Educación Media y el Trabajo Infantil

Facundo Luis Crosta  
Universidad Nacional de Quilmes y Centro de Estudios Distributivos,  
Laborales y Sociales (CEDLAS)-UNLP, Argentina

Citación: Crosta, Facundo Luis (2007). Heterogeneidad en el acceso a la educación media y el trabajo infantil. *Archivos Analíticos de Políticas Educativas*, 15 (6). Recuperado [fecha] de <http://epaa.asu.edu/epaa/>

**Resumen:** En este documento se presenta una forma novedosa de analizar los efectos del trabajo infantil sobre el acceso al sistema educativo. Los resultados muestran que el análisis integrado del logro en el sistema educativo permite identificar más adecuadamente las heterogeneidades en el acceso al mismo. Para esto se construye un índice de categorías ordenadas que permite dar cuenta de algunos de los diversos matices que puede adoptar la forma en que se relacionan los individuos con el sistema. El análisis se basa en microdatos provenientes de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) de 2001 para la Argentina. Se muestra que el trabajo infantil es una variable significativa al momento de explicar porqué algunos



Los lectores/as pueden copiar, mostrar, y distribuir este artículo, siempre y cuando se de crédito y atribución al autor/es y a Archivos Analíticos de Políticas Educativas, se distribuya con propósitos no-comerciales, no se altere o transforme el trabajo original. Mas detalles de la licencia de Creative Commons se encuentran en <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.5>. Cualquier otro uso debe ser aprobado en conjunto por el autor/es o AAPE/EPAA. AAPE/EPAA es publicada conjuntamente por el Mary Lou Fulton College of Education at Arizona State University y el College of Education at University of South Florida y, en su versión en español y portugués, por el Observatorio Latinoamericano de Políticas Educativas (OLPED) del Laboratorio de Políticas Públicas (LPP). Los artículos que aparecen en AAPE son indexados en el Directory of Open Access Journals <http://www.doaj.org> y por H.W. Wilson & Co. Contribuya con comentarios y sugerencias a [Fischman@asu.edu](mailto:Fischman@asu.edu) y/o [pablo@lpp-neri.net](mailto:pablo@lpp-neri.net).

individuos no se encuentran en el nivel educativo correspondiente a su edad; además, las interacciones de la condición de ocupación con las variables edad, género y pobreza revelan que este efecto se agrava especialmente a partir de los 15 años entre los hombres pobres. Son las características observables individuales como la edad y el sexo las que marcan diferencias en las probabilidades de acceso a la educación; y por lo tanto, se convierten en instrumentos relevantes para las políticas públicas. Además, este resultado sugiere que una política de transferir la misma cantidad de dinero a todos los estudiantes que asisten al nivel medio, sin considerar su edad y género, no pareciera ser la mejor respuesta para resolver el problema de desempeño en este nivel. Se requiere de un estudio en mayor profundidad para poder evaluar la simultaneidad de las decisiones de trabajo y estudio y la relación de ellas con los recursos monetarios disponibles en el hogar.

Palabras Claves: Acceso a Educación; Educación Media; Trabajo Infantil; Modelos Multinomiales Ordenados; Argentina

**Abstract:** This paper presents an innovative way of analyzing the effects of child labor on the access to the educational system. The results show that an integrated analysis of achievement in the educational system allows for a more precise identification of the heterogeneities involved in access to such system. To this end, an index of orderly categories is built, allowing us to show some of the different ways that the relation of individuals with the system can take. The analysis is based on microdata withdrawn from the ECV 2001 for Argentina. It is shown that child work is a significant variable to explain why some individuals are not at grade level corresponding to their age. What's more, the interactions between occupation and age, gender, and poverty reveal that this effect increases for males 15 years or older and poor. It is shown that observable individual characteristics such as age and sex are the ones that establish differences in access to the educational system, thus becoming relevant instruments for public policy. Besides, this result suggests that policy that allots the same amount of money to all secondary school students without considering age and gender does not seem to be the best answer to solve the problem of academic achievement at this level. A more in-depth study is necessary to be able to evaluate the simultaneity of decisions about work and study and their relationship with the availability of financial resources at home.

Key Words: Access to Education; Secondary Education; Child Labor; Multinomial Ordered Probit Models; Argentina.

## Introducción<sup>1</sup>

La acumulación de capital humano, especialmente a través de la escolarización en el sistema educativo formal, suele reconocerse como elemento clave del desarrollo de un país (Hanusek, 1995; World Bank, 2001). Al mismo tiempo, numerosos estudios han evidenciado la estrecha relación

---

<sup>1</sup> Este documento se realizó en el marco del proyecto “Calidad, equidad y eficacia en el acceso y en el logro de la educación secundaria de Argentina” PICT 20816 en la Universidad Nacional de Quilmes. Se agradecen los comentarios y el apoyo de Rubén Cervini. También se agradecen los comentarios de dos evaluadores anónimos. Como es usual, las expresiones vertidas en este documento corresponden exclusivamente al autor.

entre educación y trabajo infantil. Ciertamente por ello, en la declaración de los “Objetivos del Milenio del año 2000”, 189 países se han comprometido no sólo a lograr la educación universal para el año 2015, sino también a eliminar el trabajo infantil (ONU, 2000). Esta necesidad de trazar objetivos e implementar políticas para eliminar el trabajo infantil se justifica por su efecto negativo sobre las posibilidades de aprendizaje y la consecuente perpetuación de la condición de pobreza (Basu y Tzannatos, 2003) debido a los bajos salarios pagados a los individuos con menor escolarización (Beegle et al., 2004).

Argentina no está lejos de los niveles de escolaridad propios de los países desarrollados. De hecho, según Cossa (2000), la “proporción de personas entre 14 y 17 años que asisten al nivel medio en Argentina creció sostenidamente desde el 65% en 1975 al 89% en 1998” (p. 8). No obstante, el nivel de escolarización en el secundario, particularmente en su último tramo, está por debajo de lo deseable (Llach, 2004). Es allí donde se observa una mayor deficiencia en la inclusión y la retención escolar (MECyT, 2004).

Como respuesta a este problema, el Estado Argentino ha aplicado diversas estrategias orientadas a mejorar la retención escolar de la población de menor nivel socioeconómico. Un ejemplo es el programa de becas recién implementado para favorecer la incorporación al sistema educativo de aquellos con edad para concurrir al nivel medio, con el objetivo de “ampliar la cobertura de este sistema y garantizar la permanencia dentro del mismo y el acceso a una educación de calidad de los niños y jóvenes” (MECyT, 2004, p. 10). No obstante, todas las estrategias gubernamentales no consideran de manera explícita que las “presiones por un menor rendimiento”, principalmente en la forma de trabajo infantil, pueden ser crecientes con la edad y diferentes de acuerdo al sexo.

El objetivo del presente trabajo es analizar la relación entre incorporación al mercado de trabajo y ‘acceso’ a la escuela secundaria de la población de 13 a 17 años en Argentina, con base en los microdatos de la Encuesta de Condiciones de Vida 2001 de Sistema de Información, Monitoreo y Evaluación de Programas Sociales (SIEMPRO) sopesando al mismo tiempo el efecto de otras variables individuales y del hogar de esa población.

La estrategia acostumbrada en la investigación cuantitativa de los problemas de desempeño en el ciclo escolar suele utilizar diversos indicadores unidimensionales de forma aislada: inscripción, asistencia, tiempo escolar, máximo nivel educativo alcanzado, grado según edad, promoción, abandono, logro de aprendizaje, etc.<sup>2</sup> La utilización complementaria, no integrada, de indicadores que pertenecen a ese amplio conjunto de mediciones tampoco resuelve la necesidad de reflejar de forma integrada la heterogeneidad del proceso de avance en el sistema educativo. Para superar esta limitación, en el presente trabajo se presentan un método y el resultado del análisis de una variable de “categorías ordenadas” que contempla todos los aspectos del acceso educativo, y cuyo rango va desde la exclusión total hasta la asistencia al grado con la edad “esperada”, pasando por la asistencia a la escuela y posterior abandono definitivo, y por la asistencia con desfase etario, consecuencia del ingreso tardío, repitencia o deserciones temporarias. El énfasis de la explicación de por qué un individuo no se encuentra en el lugar más elevado del ranking se coloca en la presión que genera el mercado de trabajo.

Con el fin de calcular dichas probabilidades, y el cambio en ellas, se estiman modelos multinomiales ordenados. De esta forma, se pretende aportar conocimientos útiles y apropiados para el trazado de políticas sectoriales con base en una medición más apropiada del ‘acceso’ al sistema educativo.

---

<sup>2</sup> Orazem y Gunnarsson (2003) presentan una recopilación sobre el uso de estas y otras medidas como indicadores del logro educativo relevante para el caso de trabajo infantil.

En la segunda sección se discute la literatura relacionada con la medición de la escolaridad y el trabajo en el grupo etario de interés, y se presentan conceptualmente los indicadores utilizados. En la tercera sección se analizan algunas tendencias recientes del nivel medio en Argentina y se comentan las principales acciones públicas de retención e inclusión. En la cuarta sección se exponen los modelos teóricos y econométricos utilizados para estudiar el problema. En la quinta sección se informa acerca de algunos aspectos metodológicos del estudio, cuyos resultados son analizados a continuación. Finalmente, la última sección presenta una síntesis del trabajo a modo de cierre y conclusiones.

## **Trabajo Infantil y Educación**

Durante los años 90 resurge el interés por la problemática del trabajo infantil, tanto entre el público general como entre los políticos y los organismos internacionales<sup>3</sup>. Esta preocupación tiene su correlato con el desarrollo teórico, en especial a partir de los trabajos de Basu y Van (1998) y Basu (1999), y con un aumento muy importante del número de investigaciones y ensayos. En la revista *World Bank Economic Review* (2003) se encuentra una síntesis de los resultados de diversas líneas de investigación. A continuación se reseñan sólo aquellos particularmente relevantes para el objetivo del trabajo.

Se han utilizado dos estrategias de medición de los logros educativos para estimar el efecto del trabajo fuera del hogar. Un enfoque reciente destaca el efecto del trabajo infantil sobre el rendimiento académico medido a través de pruebas estandarizadas. En general, estas investigaciones encuentran que el trabajo infantil está asociado con la disminución del rendimiento escolar. Por ejemplo, Post y Pong (2000) para los EE UU y un panel de 22 países, analizan la relación entre el trabajo remunerado fuera del hogar y el rendimiento académico en Matemática y Ciencia en el 8° grado. Los autores concluyen que el empleo infantil durante la adolescencia tiene efectos negativos sobre los rendimientos en ambas disciplinas, incluso después de considerar el rendimiento previo. Akabayashi y Psacharopoulos (1999) encuentran que en Tanzania, según la evaluación de los padres, las horas trabajadas reducen entre un 4% y 6% las habilidades en lectura (poder leer el diario) y matemáticas (realizar cálculos) de los niños de 7 a 14 años. Dichas habilidades son estimuladas por las horas de estudio y la asistencia a la escuela.

Orazem y Gunnarsson (2003) analizan los efectos del trabajo fuera del hogar sobre el logro educativo, medido por puntajes obtenidos en pruebas de ciencias y matemática en 10 países latinoamericanos. Los autores encontraron que este tipo de trabajo afecta negativamente los logros en ambas asignaturas, reduciendo los resultados en un 10% en matemática y hasta en un 15% en ciencias. Recientemente, Ray y Lancaster (2005) usando una muestra con datos de 7 países<sup>4</sup>, evaluaron el efecto de las horas trabajadas por los niños de 12 a 14 años sobre la asistencia y el rendimiento escolar, encontrando que los niños que trabajan tienen mayores dificultades para leer y escribir (Camboya y Namibia) y una mayor tasa de fracasos académicos (Portugal). En Argentina, Cervini (2005) encuentra que el trabajo fuera del hogar está asociado con un menor rendimiento en pruebas de matemática de los niños de 12 a 14 años en el 7° grado.

Si bien el uso de los resultados de exámenes estándar permite medir el grado en que se han incorporado ciertas habilidades, al ser aplicados sólo sobre los estudiantes que permanecen en el

---

<sup>3</sup> En 1990 se realiza el Congreso de la Niñez de Nueva York; en 1995 el Congreso Mundial del Desarrollo Social en Copenhague; y en 1999 la OIT adopta la Convención 182 de las peores formas de trabajo infantil.

<sup>4</sup> Los países son Belice, Camboya, Namibia, Panamá, Filipinas, Portugal y Sri Lanka.

sistema educativo, estos resultados no reflejan los efectos totales del trabajo infantil sobre la escolarización. Además, algunos productos no académicos de la escolarización, como socialización, cambios culturales, etc. no se reflejan adecuadamente en el tipo de indicadores estandarizados (Glewwe, 2002; Knowles y Behrman, 2005). En este sentido, la escolarización—entendida como el tipo de relación con el sistema educativo—aún cuando presenta una mirada más amplia y difusa, permitiría incluir a aquellos individuos que ya no se encuentran en el sistema.

La medida más básica de escolarización es la inscripción o asistencia al sistema educativo. Algunos estudios en Argentina (Gasparini, 1998; Sosa y Marchionni, 1999) analizan este indicador, pero no consideran de manera explícita la condición de ocupación<sup>5</sup>. Chile, Sapelli y Torche (2004) evalúan la asistencia a la escuela secundaria entre los individuos de 14 a 17 años como un decisión conjunta con la de trabajar. Los resultados muestran que la edad afecta negativamente la asistencia a la escuela y positivamente a la decisión de trabajar; además, existe una relación positiva, no lineal, del ingreso sólo con la decisión de trabajar. Esta estrategia es útil para ciertos fines pero no permite visualizar algunas características del proceso educativo. Un problema particular es que se considera que todos los asistentes a la escuela tienen el mismo grado de acceso, sin atender a la relación que existe entre la edad observada y la esperada para el grado al que asisten los estudiantes. De esta manera, al asumir que el acceso es homogéneo, no se reflejan otros aspectos relevantes para el proceso de acumulación de capital humano como la repitencia y la entrada tardía (Barro y Lee, 2000).

En contraposición, el indicador “años de educación” es una medida de logro educativo que puede captar la heterogeneidad en los logros, independientemente de cual sea la relación del individuo con el sistema educativo en un momento puntual. Psacharopoulos (1997) analiza la relación entre los años de escolarización y la decisión de trabajar en la población de hasta 18 años de Bolivia y Venezuela, encontrando que la brecha de escolarización entre los que trabajan y los que no, es creciente con la edad. Además, este autor encontró que el niño que trabaja en Bolivia reduce en un año su escolaridad, aumentando su probabilidad de repitencia en un 10%; en cambio en Venezuela, el niño que trabaja tiene casi dos años menos de escolarización. Sin embargo, el principal problema de este indicador es que refleja adecuadamente los procesos educativos finalizados, no así los que están en desarrollo.

La tasa de extraedad es un indicador que permite ajustar los años efectivos de educación respecto de los años posibles, y por lo tanto, refleja la repitencia y el inicio tardío. Patrinos y Psacharopoulos (1995) analizan de forma separada los determinantes del trabajo infantil y de diversas medidas de extraedad para los niños de 12 a 19 años que se autodefinen como empleados. En este caso, las variables que determinan que el niño trabaje reducen la asistencia escolar e incrementan la probabilidad de repetir. Por ejemplo, a medida que la familia dispone de menor ingreso, disminuye la probabilidad que el niño asista a la escuela, lo cual implica que éste se atrase, repita el grado o posponga el inicio de cursos, aumentando la probabilidad de que trabaje. Patrinos y Psacharopoulos (1997) analizan la relación que existe entre la extraedad y la realización de tareas remuneradas en la población de 7 a 18 años en Perú. Los autores encuentran que si bien para el conjunto de población la mayor extraedad observada es entre aquellos que reciben una remuneración, ésta no es estadísticamente significativa respecto de los que no trabajan<sup>6</sup>.

---

<sup>5</sup> Probablemente esto se deba a que dichos estudios utilizan una fuente de información, la Encuesta Permanente de Hogares, que no permite identificar las condiciones laborales de los niños menores de 15 años. En Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social (2002) se puede encontrar una discusión de las fuentes de información disponibles en Argentina para medir el trabajo infantil.

<sup>6</sup> No obstante, cuando el análisis se realiza exclusivamente para la población indígena esa distancia sí resulta significativa.

Algunos trabajos más recientes analizan la extraedad con relación a la cantidad de horas trabajadas, tratando de reflejar los efectos negativos de la intensidad de la actividad no escolar. Akabayashi y Psacharopoulos (1999) encuentran que los factores que predicen el trabajo infantil también predicen un aumento en la probabilidad de repitencia<sup>7</sup> entre los niños de 7 a 14 años. Rosati y Rossi (2003) encontraron que para los niños entre 5 y 14 años en Pakistán y Nicaragua, el solo hecho de trabajar al menos una hora, reduce la probabilidad de que éstos asistan al grado escolar asignado de acuerdo a su edad. Sedlacek et al. (2005) encontraron que en Brasil, Ecuador, Nicaragua y Perú existe una relación directa entre el tiempo que los niños de 10 a 14 años destinan a tareas por las cuales obtienen ingresos monetarios (se excluye el trabajo hogareño ya que no genera ingresos) y la probabilidad de disminuir el avance en el sistema educativo: una reducción del 10% en la probabilidad de trabajar disminuye un 12% la probabilidad de retrasarse. Ray y Lancaster (2005) también evalúan cómo se relacionan las horas trabajadas con la extraedad en niños de 12 a 14 años en Belice, Camboya, Panamá y Sri Lanka. En todos los casos, con excepción de Sri Lanka, un aumento en las horas trabajadas deriva en un aumento de la extraedad. En el caso de Sri Lanka, los resultados indican que un número reducido de horas de trabajo resulta beneficioso para los estudiantes, sin embargo, después de cierto umbral<sup>8</sup>, se torna perjudicial.

Sin embargo, este indicador es también limitado ya que no toma en cuenta que las personas que no asisten a la escuela, pero que en algún momento lo hicieron, se distinguen de aquellas que nunca han asistido. Posiblemente, las primeras poseen un stock de capital humano “educativo” superior al de las segundas. Por ello, los efectos del trabajo deben considerarse separadamente para el acceso, la progresión y el logro educativo (Bhalotra y Tzannatos, 2003).

En este trabajo se propone un enfoque integral de la relación del individuo con el sistema educativo a través de un indicador de heterogeneidad en el ‘acceso’ educativo, diseñado como un ‘ranking’. Así, el “mejor acceso” corresponde a los estudiantes que acceden a la escuela sin extraedad. En segunda posición se ubican aquellos que acceden pero con rezago etario, a continuación se ubican los estudiantes que no acceden, pero que en algún momento lo hicieron, y en la última posición se encuentran aquellos que pese a estar en condiciones de acceder nunca lo hicieron. Este indicador de acceso se aplica a la población habilitada para progresar en el nivel educativo medio, es decir, los niños y jóvenes que han finalizado el ciclo que precede.

Por otra parte, de acuerdo con el Convenio 138 de la OIT, existe trabajo infantil cuando el niño realiza actividades que perjudican su “normal desarrollo” (OIT, 1973). El Convenio 138 de la OIT define tres edades y situaciones críticas para la identificación del trabajo infantil: (a) persona menor de 18 años que trabaja en actividades peligrosas o con riesgo para la salud (Artículo 3); (b) edad mínima legal de 14 ó 15 años para quienes están involucrados en trabajo a tiempo completo (Artículo 2); y (c) se pueden realizar tareas livianas fuera del hogar, a manera de entrenamiento, a partir de los 12-13 años (Artículo 6). Adicionalmente, el Convenio 182 en el artículo 2 define al niño como a “toda persona menor de 18 años” (OIT, 1999)<sup>9</sup>. En este trabajo se utilizará una variable binaria que refleja si la persona, en edad de escuela secundaria, realiza o no tareas típicamente laborales con cierto grado de rutina. Esta definición sigue el criterio tradicional para identificar si un individuo se encuentra ocupado (Basu, 1999)<sup>10</sup>.

---

<sup>7</sup> Y también en la reducción en el acceso.

<sup>8</sup> Este umbral es de 18,8 hs semanales para los varones y de 14,2 hs semanales para las mujeres.

<sup>9</sup> Cigno et al. (2002) argumentan que el límite de edad para definir si el trabajo es infantil o no, debiera ser aquel en que usualmente se culmina la educación secundaria.

<sup>10</sup> En Anker (2000), Grimsrud (2001) y SIMPOC (2004) se encuentra una discusión sobre la forma de medir el trabajo infantil.

## El Nivel Medio en Argentina

En el año 1992, el gobierno nacional finaliza el proceso de transferencia de los servicios educativos a las provincias<sup>11</sup>. Como resultado de este proceso, el gobierno nacional articula las acciones entre las provincias y compensa los problemas de financiamiento, mientras que cada provincia establece libremente las características de su sistema educativo.

Desde la promulgación de la Ley Federal de Educación (LFE) N° 24.195 del año 1993, el sistema educativo argentino quedó estructurado de la siguiente manera: Educación Inicial, constituida por el jardín maternal (3 y 4 años) y el jardín de infantes (5 años); Educación General Básica, con carácter obligatorio (de 6 a 14 años) y organizada en tres ciclos; y Educación Polimodal (15 años en adelante), de tres años de duración como mínimo. No todas las provincias se adhirieron a esta ley; hasta el año 2000, sólo 6 provincias habían implementado total y masivamente la LFE (Buenos Aires, Córdoba, La Pampa, San Juan, San Luis y Tierra del Fuego), 13 se encontraban en procesos de casos piloto o con una escala limitada (Catamarca, Corrientes Chaco, Chubut, Entre Ríos, Formosa, Jujuy, Misiones, Neuquén, Salta, Santa Fe, Santiago del Estero, y Tucumán), mientras que otras 5 se encontraban en proceso de decisión (Ciudad de Buenos Aires, La Rioja, Mendoza, Río Negro y Santa Cruz).

Como resultado de esta reforma se produce un aumento significativo en las tasas de escolarización. El sistema educativo argentino se caracteriza por una elevada tasa de asistencia en el nivel básico (primaria)—es decir, niños entre 6 y 12 años—la cual alcanza casi el 100%. Ver Figura 1.

Por otro lado, como se observa en la Figura 1, la tasa de escolarización en el nivel medio recientemente ha superado el 90%. La brecha entre ambas tasas ha descendido desde 19.6% en 1992 hasta 7.1% en el año 2003. Estas mejoras se deben principalmente a un aumento del 22.6% en la asistencia para los estudiantes de menores ingresos entre 1992 y 2001 (CEDLAS, 2005)<sup>12</sup>. No obstante, este aumento en la inclusión educativa se ve opacado por la elevada tasa de no finalización del nivel (Tenti Fanfani, 2003), resultado de la persistencia en la repitencia, la sobreedad y la deserción (Feijoó, 2002).

Este proceso de inclusión debe ser matizado con una lectura de tipo global sobre el sistema. En este sentido, es necesario dar cuenta que el reconocer que el “sistema educativo no es más que un agregado institucional fragmentado donde es difícil reconocer sentidos compartidos” (Tiramonti, 2003), implica realizar una relectura del comentado proceso de inclusión al nivel medio. Es decir, surgen dinámicas a través de las cuales “el sistema educativo lo que ha hecho es responder a la exigencia de masificación a partir de una inclusión en fragmentos diferentes” (Tiramonti, 2005).

En este contexto, surge la necesidad de realizar intervenciones desde el sector público para compensar las “desigualdades socioeconómicas que impiden a muchos jóvenes avanzar en sus estudios” (Filmus y Moragues, 2003, p. 55) o mejorar las condiciones de educabilidad (López, 2005). En este sentido, el gobierno de la Argentina realiza diversas acciones puntuales para elevar la retención y la inclusión en el nivel medio. Un ejemplo lo constituye el “Programa Nacional de Becas Estudiantiles” que otorga becas a alumnos entre 13 y 19 años en riesgo de abandono escolar, que por lo general se encuentran cursando el octavo y noveno año de EGB3 o el Polimodal (o nivel

---

<sup>11</sup> La organización política-institucional de Argentina tiene tres niveles: un gobierno local (los municipios), otro regional (las provincias) y el gobierno nacional.

<sup>12</sup> Estas estadísticas, pese a que son de uso habitual en Argentina, deben ser consideradas con precaución, ya que refieren exclusivamente a aglomerados urbanos de una muestra que hasta el año 1998 incluía a 14 de ellos, para expandirse posteriormente a 29.



medio, según corresponda). Las becas consisten en un monto fijo para cada hogar, con la posibilidad de un ajuste por cada niño adicional. Como contraprestación se exige asistir a la escuela y lograr un rendimiento académico mínimo. Esta política se acompaña con la transferencia de útiles escolares y mejoras edilicias para las escuelas con mayores necesidades.

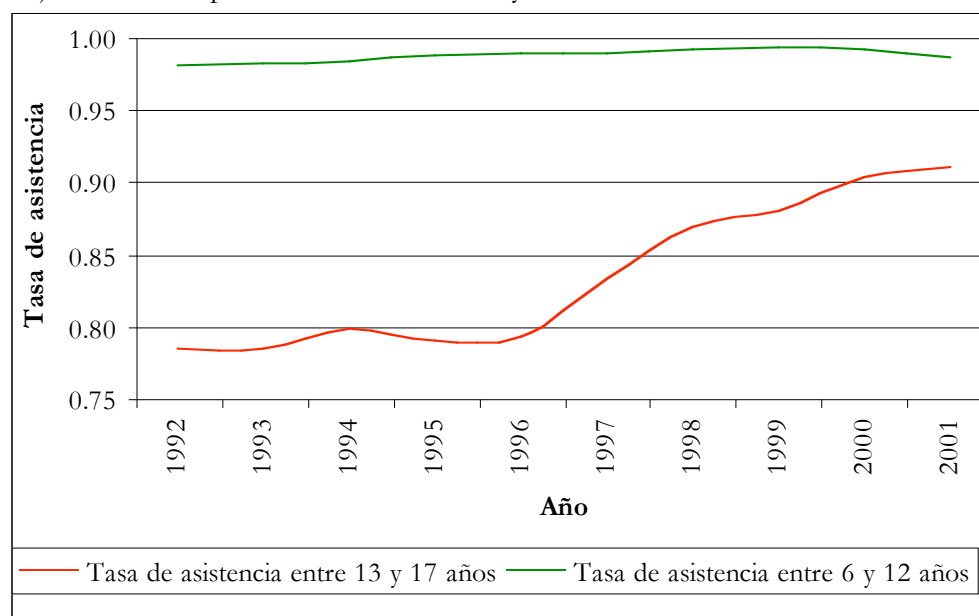


Figura 1. Evolución de la tasa de asistencia por tramos de edad

Nota. Fuente: Elaboración propia sobre la base de CEDLAS (2005).

Recientemente también se ha implementado el “Programa Nacional de Inclusión Educativa”, cuyo objetivo es lograr la inclusión de las personas entre 11 y 18 años que nunca ingresaron o que abandonaron el sistema escolar. Este programa también utiliza la doble estrategia de entregar becas a los individuos y financiamiento a los planteles educativos. Se destaca que ambos programas de becas, el de permanencia y el de inclusión, entregan en la actualidad el mismo monto (\$400 anuales).

## Marco Teórico<sup>13</sup>

El marco teórico que se presenta a continuación tiene como objetivo principal destacar las variables que están en juego cuando las familias toman la decisión de trabajo-educación, más que reflejar exactamente el mecanismo decisorio. En ese sentido, este marco permite tanto la interpretación de los resultados como la identificación de sus limitaciones.

Las decisiones que atañen a los estudiantes en estos rangos de edad son realizadas principalmente por los padres, razón por la cual nuestro marco teórico trata de estilizar cómo los padres toman decisiones de escolarización y trabajo por sus hijos<sup>14</sup>, bajo el supuesto que dichas

<sup>13</sup> Esta sección se basa en Rosati y Rossi (2001), con la excepción que se detalla el modelo para reflejar tres estrategias posibles: a) sólo estudiar, b) estudiar y trabajar y c) sólo trabajar.

<sup>14</sup> Si bien las decisiones demográficas de los hogares son relevantes para el análisis de trabajo y educación por los niños, Rosati y Rossi (2003), Rosati y Tzannatos (2006) o Deb y Rosati (2004), se ha preferido mantener sencilla la presentación de este marco conceptual a los fines de no perder de vista el objetivo principal del trabajo. Se destaca que en el análisis empírico esta situación es considerada siguiendo la estrategia de Patrinos y Psacharopoulos (1997).

decisiones se basan en la preocupación por el futuro de los niños. Una suposición general muy arraigada es que los padres transfieren insumo futuro a sus hijos por medio de la acumulación de capital humano concretizado a través de la escuela.

La cantidad mínima de horas ( $h_e$ ) que los niños concurren a la escuela es fija y suele ser homogénea entre individuos<sup>15</sup>. En cambio, el trabajo de los niños suele estar relacionado con su hogar (porque se realiza en casa o con algún familiar) o con tareas en el mercado de trabajo; por lo cual, la cantidad de horas dedicadas a trabajar ( $h_L$ ) puede considerarse variable. La informalidad de las tareas laborales infantiles (domésticas o en el mercado) permite suponer que concurrir a la escuela no implica perder horas de trabajo, mientras que por el contrario, trabajar sí afecta la tasa de acumulación de capital humano por la reducción en el tiempo disponible para realizar tareas escolares, descansar, etc.

De esta manera, el proceso por el cual los niños acumulan capital humano puede ser analizado por medio de la siguiente función:

$H=H(h_e, h_L)$  (ecuación 1), la cual se caracteriza por la disminución de  $h_L$  (cantidad de horas destinadas a trabajar) y el aumento del tiempo destinado a la escuela ( $h_e$ )<sup>16</sup>. Además se supone que en ningún caso los individuos desacumulan capital humano.

Los padres seleccionan la cantidad de horas de trabajo de los niños teniendo en cuenta las siguientes variables: consumo corriente de los miembros del hogar ( $C_c$ ), consumo futuro de los niños ( $C_f$ ) y el ocio corriente ( $L_c$ ). Esto es:

$$U^*(h_L)=\max_{h_L} U(C_c; C_f; L_c) \text{ (ecuación 2)}$$

Cuando los padres envían sus hijos a la escuela y también al trabajo, el consumo presente se expresa de la siguiente manera:

$C_{cL}=y+w \cdot h_L - q$  (ecuación 3), donde “y” es el ingreso de los padres (exógeno), “w” es la retribución horaria para los niños y “q” es el costo de la educación.

En este caso, el consumo futuro de los niños dependerá de su acumulación de capital humano (ecuación 1) y su dotación inicial (exógena) de habilidades “K.”

$$C_{fL}=K+H(h_e, h_L) \text{ (ecuación 3)}$$

Los padres también asignan valor al ocio o tiempo de descanso de sus hijos, lo cual es expresado con la siguiente función:

$$L_{cL}=1-h_e-h_L \text{ (ecuación 4)}$$

Hay dos casos extremos que deben ser analizados: a) padres no envían sus hijos a la escuela, en cuyo caso, la función de acumulación de capital humano y ocio de los niños se da de la siguiente manera:

$$C_{cL}=y+w \cdot h_L \text{ (ecuación 2')}$$

$$H=0 \text{ (ecuación 1')}$$

$$C_{fL}=K \text{ (ecuación 3')}$$

$$L_{cL}=1-h_L \text{ (ecuación 4')}, \text{ y}$$

b) padres no envían sus hijos a trabajar, convirtiendo las ecuaciones 1 a 4 de la siguiente manera:

$$C_{ce}=y - q \text{ (ecuación 2'')} \text{ y}$$

$$H=H(h_e) \text{ (ecuación 1'')}$$

<sup>15</sup> Pese a que puede haber casos especiales de horarios extendidos, doble turno u horarios parciales, este supuesto refleja adecuadamente el funcionamiento general del horario escolar del sistema educativo argentino.

<sup>16</sup> Es posible que la acumulación de capital humano también se pueda dar por el entrenamiento laboral, pero se supone que el efecto neto de esta situación es negativo con relación al proceso de acumulación resultante de la educación en el sistema formal.

$$C_{fe} = K + H(h_c) \text{ (ecuación 3'')}$$

$$L = 1 - h_c \text{ (ecuación 4'')}$$

Se pueden comparar los niveles de consumo presente y futuro y el ocio de los casos extremos con el caso intermedio. Cuando el niño sólo trabaja, aumenta el consumo presente respecto del caso previo a costa de una reducción del consumo futuro y el ocio. Mientras que cuando el niño sólo estudia, desciende el consumo presente por los ingresos no ganados por los niños, pero aumenta el consumo futuro y el ocio.

La decisión de los padres se enfoca en elegir aquella estrategia que les permita lograr la mayor utilidad posible. Esto implica que elegirán la cantidad de horas de trabajo para sus niños en función de las siguientes ecuaciones:

$$\text{Max } [U^*_{e,}(h_L); U^*_{eL,}(h_L); U^*_{L,}(h_L)] \text{ (ecuación 7), en donde,}$$

$$U^*_{e,}(h_L) = \max_{h_L} U(y - q; K + H(h_c); 1 - h_c; X) \text{ (ecuación 8)}$$

$$U^*_{eL,}(h_L) = \max_{h_L} U(y - w^* h_L - q; K + H(h_e, h_L); 1 - h_c - h_L; X) \text{ (ecuación 9)}$$

$$U^*_{L,}(h_L) = \max_{h_L} U(y - w^* h_L; K; 1 - h_L; X) \text{ (ecuación 10), en donde "X" es un vector que refleja}$$

características del hogar como educación de los padres, características de la localidad de residencia, etc.

Los padres comparan la utilidad en cada uno de los estados (ecuaciones 8 a 10) y seleccionan la combinación de horas de educación y trabajo que generen el mayor bienestar para sus hijos. De esta manera, es posible conformar, en determinado momento, tres estrategias posibles y cuatro estados resultantes de acceso<sup>17</sup>: a) el individuo se dedica exclusivamente a estudiar, resultando que el nivel en que se encuentra es acorde con el que se espera; b) el individuo se dedica a estudiar y a trabajar. En este caso el esfuerzo laboral conlleva a una disminución del rendimiento educativo y, dado el stock de habilidades innatas, deriva en el desacople entre edad y nivel educativo, es decir, el estudiante se rezaga; c) el individuo se dedica con mayor intensidad a trabajar, y por tanto, no asiste a la escuela. Dentro de este grupo, es posible que en el proceso dinámico de decisiones algunos individuos nunca ingresen al sistema, mientras que otros, habiendo ingresado previamente, se vean forzados a retirarse por cambios en las condiciones. Conjeturamos que el abandono escolar sigue un proceso como el siguiente: el estudiante ingresa a la escuela, luego se rezaga, y finalmente, la familia decide que deje de estudiar.

El análisis de estática comparada de este modelo muestra que cuando aumenta el ingreso de los padres, aumenta la probabilidad que el niño trabaje menos horas (Axioma de lujosidad de Basu y Van, 1998). Al comparar las ecuaciones 2, 2' y 2'' queda claro el incentivo de los padres en no enviar a sus niños a la escuela, efecto que se compensa con la preocupación de los padres por el bienestar futuro de sus niños dado por el consumo futuro (ecuaciones 3, 3' y 3'').

En el mismo sentido, cuanto mayor sea el costo de concurrir a la escuela respecto de los ingresos de los padres, mayor es la probabilidad de que el niño realice actividades extraescolares. La edad también opera de manera similar: en la medida que un individuo de mayor edad puede realizar un mayor esfuerzo<sup>18</sup>, los ingresos potenciales perdidos son superiores. Así, para el hogar, en términos de consumo presente, el incremento de la edad es equivalente a un incremento en los costos de la escuela.

<sup>17</sup> Bajo el supuesto que los niños poseen una distribución uniforme de habilidades para adquirir conocimiento, es decir, de desempeñarse adecuadamente en el sistema educativo.

<sup>18</sup> Es altamente probable que en el tipo de tareas que puede desarrollar un niño, el esfuerzo físico se relacione directamente con la productividad.

## Metodología y Datos

### Marco econométrico

Supóngase que  $U_i^*$  es la brecha de utilidades entre cada una de los estados resultantes de las alternativas disponibles para el individuo  $i$  (ecuación 7) y que viene dada por:

$U_i^* = X_i b + e_i$  (ecuación 11), donde  $X_i$  es el vector de  $N$  características observables del individuo  $i$  y de su grupo familiar, y  $b$  es el vector de los  $N$  parámetros de la función de utilidad;  $e_i$  es una medida resumen de las perturbaciones o características no observables que afectan la utilidad del individuo  $i$ .

Por lo expuesto anteriormente, la información a disposición del analista para cada individuo  $i$  es el estado de acceso al que lo llevó el proceso histórico de decisión del hogar. Con esta información se construye un índice de heterogeneidad en el acceso (HA), en forma de ranking. Este índice subsume información sobre la utilidad no observable: cuando la utilidad del logro educativo se incrementa, el individuo tiende a estar en un nivel de mayor concordancia respecto de su edad. Es decir:

$HA_i = j$  si  $\mu_{j-1} < U_i^* < \mu_j$  (ecuación 12), siendo  $j \in (0, 3)$  el conjunto de estados posibles con  $\mu_0 = -\infty$ ;  $\mu_j \leq \mu_{j+1}$  y  $\mu_m = \infty$ . La ecuación 12 considera que si la utilidad “supera” cierto umbral es posible observar un determinado comportamiento asociado con el acceso educativo.

En este caso, la probabilidad de observar un valor particular  $j$  será:

$P(HA_i = j | x_i) = \Lambda(\mu_j - X_i b) - \Lambda(\mu_{j-1} - X_i b)$  (ecuación 13), donde  $\Lambda(\cdot)$  es la función de distribución acumulada logística estándar, esto es, con media 0 y varianza  $\pi^2/3$ .

La función de verosimilitud de este modelo será:

$$\sum_{i=1}^j \sum_{y=1} \ln [P(HA_i = j | X_i)] \quad (\text{ecuación 14}).$$

En este modelo, estimar cuál es el cambio en la probabilidad (ecuación 13) cuando se produce un cambio en alguna de las variables independientes ( $x_k$ ) se calcula con la siguiente ecuación:

$$\frac{\partial P(HA_i = j | X_i)}{\partial x_k} = \frac{\partial \Lambda(\mu_j - X_i b)}{\partial x_k} - \frac{\partial \Lambda(\mu_{j-1} - X_i b)}{\partial x_k} = b_k [\lambda(\mu_j - X_i b) - \lambda(\mu_{j-1} - X_i b)] \quad (\text{ecuación 15}).$$

De esta manera la magnitud del efecto marginal depende de los valores que adoptan todas las variables independientes. Adicionalmente, debe destacarse que el efecto sobre un estado se compensa con un efecto de signo contrario en los restantes estados, esto es, los efectos suman cero<sup>19</sup>. Un aspecto a notar es que en el caso de un cambio en una variable discreta, p. e. sexo, el efecto marginal se convierte en la diferencia de probabilidades asociadas a cada estado, varón y mujer.

Un análisis detallado de este modelo evidencia el supuesto de que los efectos de cada variable independiente son constantes entre categorías, conocido esto como “supuesto de regresiones paralelas.” Este supuesto implica que del proceso de estimación surge una única ecuación representativa de todas las probabilidades, las cuales se identifican sólo por la constante. Una estrategia común para evaluar este problema es realizar un test de Wald sobre la igualdad de los coeficientes, el cual se implementa a partir de evaluar la igualdad de los coeficientes de sucesivas regresiones binarias, construidas a partir de todas las combinaciones posibles según la cantidad de

<sup>19</sup> Nótese que en el extremo de sólo dos estados posibles (modelo binario), la probabilidad que una persona deje un estado es la contracara de la probabilidad que pase al otro.

categorías que conforman el ranking<sup>20</sup>. Esto es, en nuestro caso de estudio se estiman cuatro regresiones binarias que surgen de considerar cada categoría respecto del resto: la probabilidad de nunca acceder, la probabilidad de acceder y abandonar, la probabilidad de acceder con rezago y la probabilidad de acceder a término.

En la literatura econométrica, los modelos que se utilizan para analizar una variable categórica ordenada se conocen como multinomiales ordenados. La estimación de modelos por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para modelos con variable dependiente discreta genera estimaciones sesgadas de los parámetros, al no poder considerar que entre un valor y otro no existe una medida<sup>21</sup> (Greene, 1997). Además, al tratar la variable dependiente como continua, es posible encontrar que las predicciones adopten valores fuera del rango natural de la variable.

El problema más importante de los modelos generados por mínimos cuadrados ordinarios es que en las estimaciones, la interpretación de los efectos marginales sobre la variable dependiente, es independiente de la manera en que ésta sea medida. Por el contrario, en los modelos de variables categóricas, la interpretación siempre refiere a una de las categorías bajo estudio. Es decir, en estos modelos, el paso de una categoría a otra se considera de manera diferente. Así por ejemplo, es lo mismo pasar de “no acceso” a “acceso con rezago”, que cambiar de “acceso con rezago” a “acceso sin rezago”.

## Datos

Se utilizan microdatos provenientes de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV-2001) de SIEMPRO realizada en los meses de julio y agosto de 2001<sup>22</sup>. El universo de la muestra abarca la población residente en localidades de 5000 o más habitantes, lo que representa aproximadamente el 96 % de la población urbana del país y el 84% de la población total. De esta población, se encuestaron a 71.484 individuos, representando a 31.915.454 personas. 3.5 millones de este grupo corresponden a la población entre 13 y 17 años, de las cuales el 82.6% conforma la población bajo estudio, es decir, aquellos que han finalizado el nivel educativo previo a la secundaria. Es importante destacar que esta encuesta pretende revelar características de las personas y no de los servicios que reciben. Por ello, no es posible analizar los efectos de las características del sistema educativo.

## Variables

En la Tabla 1 se presentan las principales características estadísticas y la descripción de cada una de las variables utilizadas. La variable bajo análisis (*heterogeneidad en el acceso*) se construye a modo de ranking, comenzando en el grado más bajo con aquellos individuos que nunca han accedido al nivel medio; le siguen los individuos que en algún momento accedieron la secundaria pero que al momento de la encuesta no asisten a la escuela; luego se ubican los individuos que acceden al sistema pero con rezago, y finalmente, el grado más alto se asigna a aquellos individuos con la edad

---

<sup>20</sup> Véase Long (1997) para una discusión intuitiva de este test

<sup>21</sup> Long (1997) analiza en detalle los errores que surgen al analizar una variable tipo ranking con el modelo OLS.

<sup>22</sup> Esta encuesta fue diseñada para proveer información que aporte a la caracterización actualizada de las condiciones de vida de la población urbana de la Argentina. Pretende estimar el alcance y grado de cobertura de los programas y servicios sociales y el acceso diferencial a los mismos según el nivel de ingresos de la población.

esperada para el nivel alcanzado. De tal manera que se adopta el valor “0” para los individuos que nunca accedieron el nivel medio, “1” para los que abandonaron la escuela, “2” para los casos en los que existe rezago y “4” para aquellos que tienen la edad esperada para el nivel alcanzado. Este indicador singular capta todas las situaciones comprendidas en los estudios basados en acceso educativo y los basados en extraedad. Además, incorpora las particularidades de aquellos que no acceden, distinguiendo entre los que alguna vez lo hicieron de los que nunca accedieron.

Nótese que la forma de conformación de este índice implica que éste refleja la heterogeneidad en el acceso, pero a su vez tiene cierta connotación de la calidad con que dicho acceso se realiza<sup>23</sup>. Esta circunstancia hace que en el resto del documento se utilicen los términos heterogeneidad y calidad de forma intercambiable cuando se haga referencia a este indicador.

El *trabajo de los niños* en edad escolar (ya sea fuera de la casa o de forma remunerada) es una explicación usual de las dificultades del avance en el sistema educativo. En este estudio se construye un indicador de tipo binario que refleja si el niño trabaja o no. Una limitación de la encuesta de la cual se obtienen los microdatos es que los cuestionarios cambian según la edad del individuo. Esto quiere decir que con las metodologías usuales no es posible establecer la condición de ocupación laboral de los niños menores de 15 años (rango de edad para este estudio). Para solucionar esto se construye un indicador ‘mixto’ de actividad laboral, explotando con cierta homogeneidad la mayor cantidad de información posible.

Para las personas de 13 y 14 años, el indicador se construye con base en la frecuencia de realización de alguna tarea<sup>24</sup>, considerándose “ocupado” a quienes la realizan con una frecuencia mínima de “algunos días a la semana”. Para el caso de aquellos entre 15 y 17 años, se utiliza la definición usual: se considera “ocupado” al individuo que declara trabajar al menos una hora durante la semana.

Las *variables individuales* utilizadas son la edad y el sexo. La *edad*, medida en años, se incluye para detectar si a mayor edad existe una mayor presión por trabajar y por consiguiente, una reducción del tiempo destinado a las tareas escolares. El *sexo* es una variable binaria que identifica con 0 a las mujeres y 1 a los hombres, con la que se trata de determinar si existen diferencias por género.

Las *características del hogar* consideradas son el ingreso, el clima educativo (medido a través del nivel educativo del jefe de hogar) y la estructura demográfica (la cantidad de padres, de niños e integrantes del grupo familiar). Como indicador de *ingresos* se utiliza la situación de pobreza<sup>25</sup>, según se mide oficialmente en Argentina, con lo cual se está considerando el grado de lujosidad<sup>26</sup> de la educación (Ray, 2000). Usualmente se cree que las deficiencias en el ingreso familiar derivan en la necesidad de que el niño trabaje, lo cual culmina en el deterioro del proceso educativo y por lo tanto, en la dificultad de lograr revertir el ciclo negativo de la pobreza.

---

<sup>23</sup> Cabe aclarar que la noción de calidad en este caso no refiere al proceso de aprendizaje, sino únicamente al proceso de acceso y logro en el nivel.

<sup>24</sup> Las tareas a las que la encuesta refiere la frecuencia de realización son: “ayudó en el trabajo de sus padres, de un familiar o un vecino”; “hizo alguna actividad por su cuenta para ganar dinero” y “tuvo algún trabajo como empleado o aprendiz”.

<sup>25</sup> Este es uno de los indicadores, entre otros, que permiten caracterizar el estado de bienestar de un hogar. Un análisis más detallado de cómo se relacionan estas variables es un esfuerzo que va más allá del objetivo de este trabajo.

<sup>26</sup> El término lujosidad refiere a la clasificación usual en economía según la cual, la demanda de un bien se relaciona con el ingreso de la persona. En este sentido se entiende como bien lujoso aquel cuya demanda aumenta, más que proporcionalmente, frente a un cambio en el ingreso.

Tabla 1

*Definición y caracterización de variables*

Variable	Definición
Heterogeneidad en el acceso	0= no accedió 1= sí accedió 2= accede con rezago 3= accede a término
Trabaja	0= no trabaja 1= sí trabaja (si trabajo_inf u ocupado=1)
Edad	Edad en años
Edad2	Edad al cuadrado
Sexo	0= mujer 1= hombre
Menores	Cantidad de personas menores que el niño de mayor edad
Trabajo_inf	1= si trabajó por lo menos algunos días de la semana en los últimos 12 meses y tiene 13 ó 14 años de edad 0= todos los otros casos
Ocupado	1= si es ocupado y tiene 15 años o más 0= todos los otros casos
Pobres	1= pobre 0= todos los otros casos
Miembros	Cantidad de personas en el hogar principal
n_jefe	Numero de padres
j_aedu	Años de escolaridad del jefe de familia

*Nota:* Fuente: elaboración propia sobre la base de ECV 2001-SIEMPRO

El *nivel educativo de los padres* ( $j\_aedu$  = años de escolaridad del jefe de hogar) es un indicador no sólo del nivel socioeconómico familiar, sino también de la disponibilidad de “capital cultural” y del clima educativo del hogar. La investigación educativa ha demostrado recurrentemente que los niños obtienen un mayor nivel educativo cuanto más educados son sus padres (Emerson y Souza, 2003). “Es fundamental considerar el conjunto de recursos con los que las familias cuentan para hacer frente a las exigencias materiales y no materiales que resultan de la escolarización, y donde la

trayectoria educativa de los adultos aparece como factor central” (López, 2001, p. 38). Así, se espera que un mayor número de años de escolaridad del jefe de familia favorecerá la escolarización del niño, tanto por cuestiones culturales como, posiblemente, por un mayor ingreso permanente.

Diversos aspectos de la conformación demográfica del hogar pueden tener incidencia en el acceso educativo. Psacharopoulos (1997) destaca el efecto negativo sobre la escolarización producido por la presencia, en el hogar, de miembros menores que el niño (efecto siblings). En el presente estudio se utiliza la variable *menores*, definida como la cantidad de niños menores que el niño de mayor edad en el hogar. Esta variable pretende reflejar la presión por cuidar a otros niños, ajustada por la cantidad de personas en el hogar. Pero, para considerar adecuadamente este efecto es importante tener en cuenta la escala del hogar. Patrinos y Psacharopoulos (1997) encontraron que el tamaño del hogar también es una variable relevante para la decisión de trabajar. Por esto, se ha incluido la variable *miembros*, definida como la cantidad de miembros en el hogar.

Finalmente, Sosa y Marchionni (1999) destacan los efectos positivos de la presencia de ambos jefes (ambos padres) sobre la probabilidad de acceso a la educación. Dado que no es el objetivo principal de este trabajo analizar esta relación, se incluye sólo la variable *n\_jefe* (cantidad de jefes en el hogar), que pretende reflejar los efectos adversos sobre el acceso educativo cuando los hogares están compuestos por un solo jefe de familia.

### **Estrategia de análisis**

Con base en este conjunto de variables se especifican diversos modelos para la ecuación 13, cuya variable dependiente es el índice de heterogeneidad de acceso. En primer lugar, se estima un modelo para toda la población (*modelo básico*), incluyendo todas las mediciones construidas, a excepción de *trabaja*. A seguir, se incorpora un conjunto de variables binarias que detectan la residencia en alguna de las 24 provincias que componen el país. Estas variables pretenden reflejar la estructura descentralizada del sistema educativo, tanto en su diseño como en su implementación. Ambos modelos se estiman sin la variable *trabaja* y tienen como finalidad servir de base de comparación para el análisis subsiguiente. En tercer lugar, se procede a incorporar la condición de ocupación (*trabaja*) en el modelo descrito anteriormente.

Finalmente, para analizar si los efectos se diferencian según la condición de ocupación, se estimó el modelo básico con efectos regionales exclusivamente para los individuos que trabajan y para los que no lo hacen.

Es importante señalar que debido a que los modelos utilizados no son lineales, los coeficientes estimados no reflejan los verdaderos efectos marginales (véase ecuación 15). Por esta razón se analizan las probabilidades estimadas y los efectos marginales en los valores promedios de las variables explicativas. Dado que el promedio no suele ser el caso más interesante de análisis, se procedió a estimar los efectos marginales para valores específicos de edad, género y condición de pobreza.

### **Algunas limitantes**

Como se ha planteado en el marco teórico, las decisiones de trabajar y estudiar son simultáneas. Esto es, los hogares deciden cómo sus niños asignan su tiempo disponible a trabajar y a estudiar (concurrir a la escuela y realizar las tareas). Algunos trabajos recientes analizan el problema con esta orientación (Ray & Lancaster, 2005; Ravallion & Woodon, 2000; Rossatti & Rossi, 2003). Otros trabajos utilizan el enfoque de “mezclar” las decisiones de trabajo y educación, generando una



variable de cuatro estados estimada a través de modelos multinomiales (Grootaert & Patrinos, 1999). La introducción de decisiones conjuntas en modelos para variables ordenadas es una tarea compleja que puede ser considerada parcialmente a través de la estimación de modelos separados. Por esto, los efectos que “trabajar” tiene sobre el logro educativo, deben entenderse más como probabilidades asociadas a dicho estado que como relaciones causales.

Un segundo problema es considerar que las dificultades de los individuos para estudiar surgen de decisiones contemporáneas a la decisión de trabajar. Cuando en realidad, el individuo que trabaja y ya no estudia pudo haber tomado primero la decisión de no estudiar, por ejemplo, por falta de habilidades y luego decidir trabajar para poder vivir. Poder identificar precisamente bajo qué condiciones los individuos cambian de condición educativa y laboral requiere de datos en panel para ambas variables (Beegle et al., 2004), datos que no están disponibles para la población en este rango de edad en Argentina<sup>27</sup>.

Otra limitante refiere a la medición del trabajo infantil a través de una variable binaria. Como ya se ha planteado, el problema del trabajo infantil con relación al aprendizaje refiere a los casos en que el trabajo actúa como limitante del aprendizaje. En este sentido, establecer si el individuo trabaja o no sería suficiente para establecer una relación negativa entre trabajo y rendimiento escolar. Por esto, algunos trabajos recientes, como Rossatti y Rossi (2003), argumentan que el efecto del trabajo será más dañino cuanto mayor sea la asignación de tiempo a esta tarea. Desafortunadamente, no es posible establecer de manera general esta dimensión para el caso que nos ocupa.

Finalmente, el efecto de los no observables es significativo y de difícil resolución debido a que son de muy diversas características (recursos económicos del hogar, costo y retorno de la inversión de cada niño, etc.). Así por ejemplo, Deb y Rosati (2002) constatan que la heterogeneidad en características no observables del hogar explica una proporción de la varianza en las decisiones de escolarización y trabajo, mayor que la heterogeneidad observada en los ingresos o la riqueza.

## Resultados

### Análisis descriptivo<sup>28</sup>

La construcción del indicador de heterogeneidad de acceso al nivel medio surge de un proceso secuencial en el cual primero se identifica a la población que, por su edad, podría asistir a dicho nivel. De acuerdo con la Figura 2, podemos ver que se trata de aproximadamente 2,9 millones de niños en todo el país. De éstos, el 86,17% terminaron el nivel primario y por lo tanto, estarían habilitados para asistir al siguiente nivel. Finalmente, de los 2,5 millones de niños que cumplen las condiciones de edad y de haber finalizado el nivel previo, el 67,3% asisten al grado que corresponde a su edad cronológica. De los restantes, el 23,72% se rezagaron, el 5,26% abandonaron la escuela, y el 3,72% nunca ingresaron al nivel. De esta manera, unos 800 mil niños argentinos no se encontraban en las condiciones ideales de acceso en el año 2001.

---

<sup>27</sup> En las EPH se puede identificar un panel corto de educación pero no de trabajo.

<sup>28</sup> En esta sección se generalizan algunos de los principales hallazgos de otros trabajos que han usado datos provenientes de encuestas de hogares para Argentina. Para el caso, Montes (2004) realiza un estudio similar, aunque sólo sobre los principales aglomerados del país y algunas diferencias en las categorías empleadas.

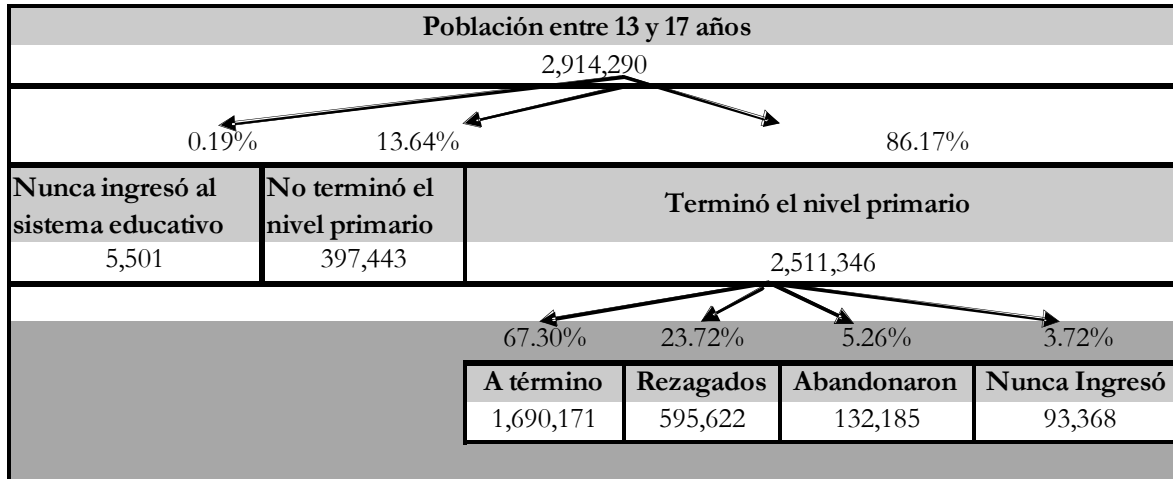


Figura 2. Descomposición de la población entre 13 y 17 años por logros educativos

Nota. Fuente: Elaboración propia sobre la base de ECV 2001-SIEMPRO.

En la Tabla 2 se presentan las medias de todas las variables consideradas para cada una de las categorías que componen a HA. En la última fila de esa tabla se observa que de toda la población en edad de asistir al nivel medio, el 67.3% lo hace con la edad adecuada, el 23.7% lo hace rezagadamente, mientras que el restante 9% no accede, de éstos, el 41.4% nunca accedieron. En la Tabla 2 también se observan las medias de las variables explicativas y la desviación estándar para cada una de las categorías de acceso.

Como se ha comentado previamente, la construcción del indicador de condición ocupacional surge de considerar la realización de alguna tarea para los niños de 13 y 14 años (variable *trabajo\_inf*) y la definición usual de ocupado para los niños entre 15 y 17 años (variable *ocupado*). Con esta información se construye la variable binaria *trabaja*, la cual identifica como trabajadores al 8.46% de la población en estudio (véase Tabla 3). Se puede observar que en promedio, los individuos que trabajan tienen un menor índice de acceso y mayor rezago en el sistema, mientras que los que no trabajan tienen una calidad de acceso muy superior, casi ideal (cerca a 3).

Una característica individual que suele destacarse en la literatura es el género. En la Tabla 2 puede verse que los hombres son quienes prevalecen entre los individuos que no se encuentran a término, por cualquiera de los motivos que aquí se consideran. Por el contrario, las mujeres tienen una presencia predominante entre los individuos que acceden a término. En la Figura 3 puede verse la distribución de la heterogeneidad en el acceso hacia el interior de cada sexo, la cual muestra que entre las mujeres tienden a prevalecer los individuos que acceden a término, mientras que entre los hombres aumenta la participación de aquellos con condiciones no ideales de acceso.

Tabla 2.  
Medias según la heterogeneidad de acceso al nivel medio

	Heterogeneidad en el acceso				Total
	Nunca Accedió	Abandonó	Rezagado	Accede a término	
Trabaja	0,32 (0,4658)	0,28 (0,4486)	0,09 (0,2862)	0,05 (0,2276)	0,08 (0,2783)
Edad	15,90 (1,1162)	16,18 (1,0163)	15,64 (1,0493)	14,80 (1,3701)	15,11 0,50
Hombre	0,56 (0,4978)	0,51 (0,5007)	0,57 (0,4945)	0,47 (0,4994)	0,50 (0,5000)
Menores	2,54 (2,4263)	1,86 (1,9544)	1,66 (1,6274)	1,40 (1,3572)	1,53 (1,5312)
Trabajo_inf	0,28 (0,4552)	0,16 (0,3750)	0,10 (0,3033)	0,04 (0,1997)	0,05 (0,2245)
Ocupado	0,32 (0,4680)	0,29 (0,4544)	0,09 (0,2826)	0,07 (0,2476)	0,10 (0,3023)
Pobres	0,77 (0,4201)	0,72 (0,4503)	0,60 (0,4911)	0,42 (0,4935)	0,49 (0,5000)
Miembros	7,56 (3,5657)	6,44 (3,1295)	5,74 (2,1561)	5,18 (1,7643)	5,47 (2,1125)
n_jefe	1,73 (0,4473)	1,70 (0,4607)	1,74 (0,4388)	1,83 (0,3757)	1,80 (0,4017)
j_aedu	5,69 (3,2763)	6,16 (3,2433)	7,73 (3,6725)	9,92 (4,2429)	9,05 (4,2479)
Observaciones	250	323	1491	3756	5820
Observaciones expandidas	93368	132185	595622	1690171	2511346
%	3,72	5,26	23,72	67,30	100,00

*Nota:* Entre paréntesis la desviación estándar.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de ECV 2001-SIEMPRO.

Tabla 3  
*Promedios según la condición de ocupación*

	Trabaja		Total
	No	Sí	
Heterogeneidad	2,60 (0,7002)	1,99 (1,0800)	2,55 (0,7592)
Edad	15,07 (1,3524)	15,60 (1,3082)	15,11 (1,3566)
Hombre	0,49 (0,4999)	0,65 (0,4783)	0,50 (0,5000)
Menores	1,50 (1,4976)	1,84 (1,8286)	1,53 (1,5312)
Trabajo_inf		1,00 (0,0000)	0,05 (0,2245)
Ocupado		1,00 (0,0000)	0,10 (0,3023)
Pobres	0,49 (0,5000)	0,55 (0,4984)	0,49 (0,5000)
Miembros	5,41 (2,0437)	6,13 (2,6664)	5,47 (2,1125)
n_jefe	1,80 (0,3993)	1,76 (0,4263)	1,80 (0,4017)
j_aedu	9,16 (4,3153)	7,64 (3,9390)	9,05 (4,3027)
Observaciones	5298	522	5820
Observaciones expandidas	2298967	212379	2511346
%	91,54	8,46	100,00

*Nota:* Entre paréntesis la desviación estándar.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de ECV 2001-SIEMPRO.

Cuando este análisis se expande para incorporar la situación laboral, se observa que los hombres tienden a trabajar más que las mujeres (véase Tabla 4). Un resultado que llama la atención es que una elevada proporción de la población que no acceden la educación secundaria tienden a no trabajar, 30.2% son hombres y 38.2% mujeres. Finalmente, se destaca que a medida que mejora la condición de acceso, la proporción de individuos que trabajan descienden significativamente, con una distinción significativa entre aquellos que están incluidos en el sistema respecto de aquellos que no lo están.

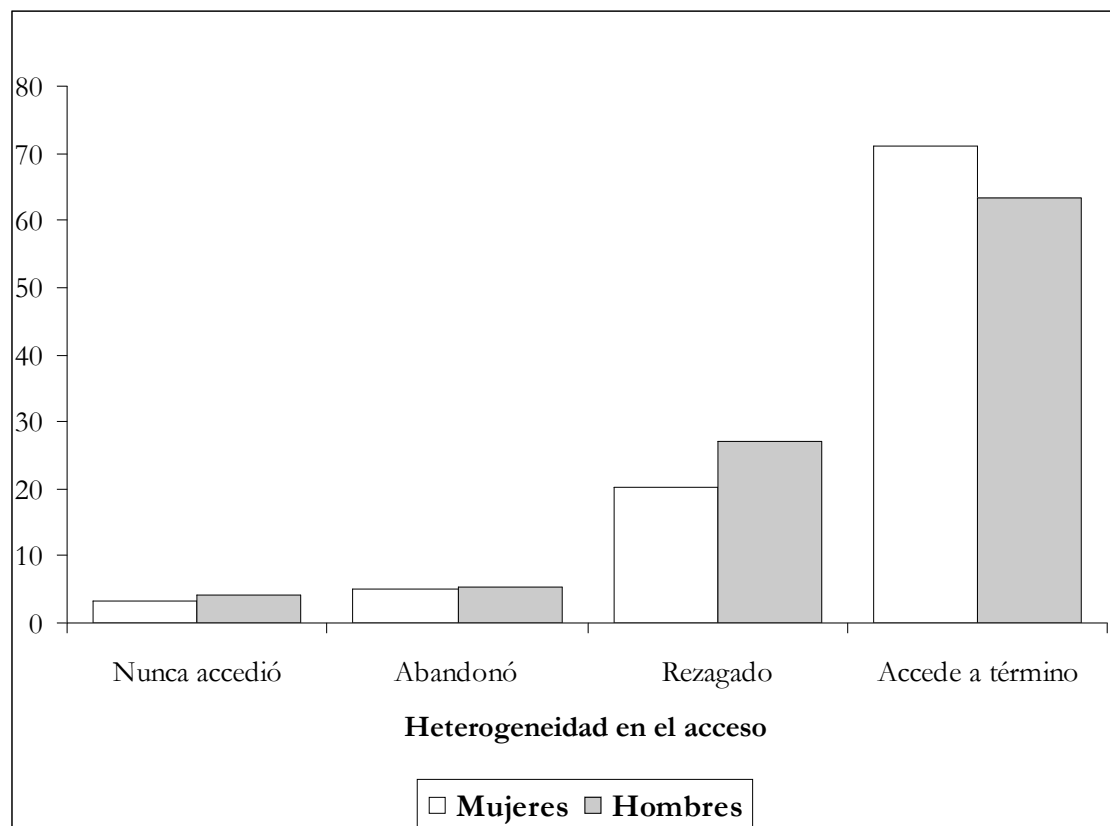


Figura 3. Heterogeneidad de acceso por sexo.

Nota. Fuente: Elaboración propia sobre la base de ECV 2001-SIEMPRO.

Tabla 4

Heterogeneidad en el acceso según el género y condición de ocupación

	Mujer		Hombre		Total
	No trabaja	Trabaja	No trabaja	Trabaja	
Nunca accedió	38.2%	6.2%	30.2%	25.4%	100%
Abandonó	41.4%	7.7%	30.8%	20.1%	100%
Rezagado	40.6%	1.9%	50.4%	7.1%	100%
Accede a término	49.7%	2.8%	44.8%	2.7%	100%
Total	46.7%	3.0%	44.8%	5.5%	100%

Nota. Fuente: Elaboración propia sobre la base de ECV 2001-SIEMPRO.

Estas diferencias en el comportamiento son el resultado de dinámicas que pueden explorarse mejor tomando en cuenta la edad. Así, mientras que, tanto varones como hembras comienzan con 100% acceso a término, a medida que van creciendo en edad, ambos grupos se van retrasando. De acuerdo con la Figura 4, queda claro que el problema de acceso surge a los 14 años, cuando comienza el rezago, afectando con mayor fuerza a los hombres. A partir de entonces, pareciera que la brecha entre sexos se mantiene hasta los 17 años, que es cuando la proporción de hombres a término y hombres rezagados se vuelve muy similar, y la proporción de abandono alcanza el punto máximo. La presencia de individuos que “nunca accedieron, pero que terminaron la primaria” es

creciente con la edad, lo cual aducimos puede deberse a la reforma del sistema educativo. El fuerte aumento en el rango de 17 años sugiere que estos estudiantes son la última cohorte de la reforma educativa de 1993, cuando tenían 13 años. Probablemente este cambio también afectó las decisiones de los hogares.

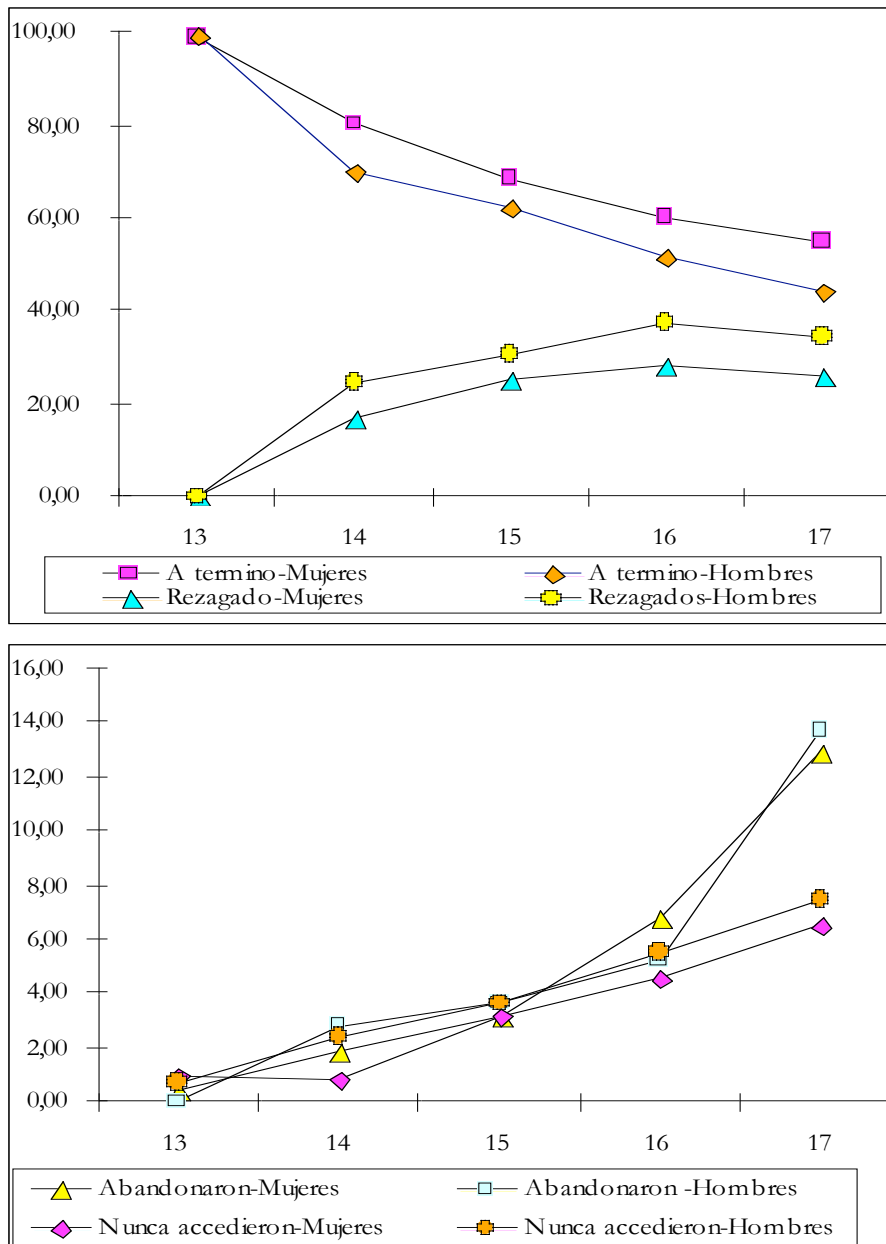


Figura 4. Heterogeneidad de acceso por sexo y edad.

Nota. Fuente: Elaboración propia sobre la base de ECV 2001-SIEMPRO.

Montes (2004) encontró en 2001 que entre los individuos pobres en la Ciudad de Buenos Aires no fue posible identificar individuos que paralelamente asistieran a la escuela y trabajaran, de manera que “el contexto de pobreza condiciona la opción por el trabajo y descarta la continuidad de los estudios” (Montes, 2004, pp. 56). También Judengloben et al. (2003) encontraron que en el sistema educativo argentino, especialmente en los principales aglomerados urbanos, persisten diferencias de logros con relación a la condición de pobreza del hogar. Así afirman, “sólo dos de

cada diez pobres completan o superan el nivel secundario, mientras que entre los no pobres lo logran cinco de cada diez (en el año 2002)” (p. 20).

En este sentido, en la Tabla 5 se observa que la proporción de individuos que trabajan y no asisten a la escuela—ya sea porque nunca lo hicieron o porque la abandonaron—es muy superior entre aquellos individuos que pertenecen a hogares pobres. Reforzando esta idea, en la misma tabla puede observarse que el 77.3% de los individuos que nunca accedieron al nivel medio pertenecen a hogares pobres. En contraposición, entre los individuos que acceden a término prevalecen aquellos que no trabajan y en particular que no son pobres. De esta manera surge una relación clara por medio de la cual la condición de pobreza y ocupación se asocia fuertemente a los logros educativos, medidos por la heterogeneidad en el acceso.

Tabla 5

*Heterogeneidad en el acceso según condición de pobreza y laboral*

	No pobre		Pobre		Total
	No trabaja	Trabaja	No trabaja	Trabaja	
Nunca accedió	9.8%	13.0%	58.6%	18.7%	100%
Abandonó	21.2%	6.9%	51.8%	20.1%	100%
Rezagado	37.5%	3.0%	54.1%	5.4%	100%
Accede a término	54.9%	3.2%	39.9%	2.0%	100%
Total	46.7%	3.8%	44.9%	4.6%	100%

*Nota.* Fuente: Elaboración propia sobre la base de ECV 2001-SIEMPRO.

Otras características del hogar que también son determinantes significativos del desempeño escolar refieren a las condiciones ambientales, reflejado por medio del nivel educativo del jefe de hogar y las características demográficas del hogar. En promedio, los niños que acceden a término pertenecen a hogares cuyo jefe de familia tiene más de 4 años adicionales de educación que los jefes de familia en los hogares de los niños que no acceden. Además, las diferencias entre categorías es creciente: entre los que nunca accedieron y los que abandonaron, la diferencia de educación del jefe de familia es de medio año, pero entre los que abandonaron y los que acceden con rezago es de año y medio. Finalmente, entre los que acceden a término y los que acceden con rezago la diferencia es de un poco más de dos años. En la Tabla 2 se puede observar que los niños que acceden a término integran hogares con un niño menos que en los hogares de los niños que nunca acceden. La diferencia entre los niños que trabajan y los que no lo hacen también es positiva.

Pero, para considerar adecuadamente este efecto es importante tener en cuenta la escala del hogar, dada por la variable *miembros*, la cual se relaciona negativamente con la calidad de acceso al sistema educativo. Los hogares de los niños que nunca accedieron tienen más de dos integrantes respecto de los hogares donde los niños acceden a término (véase Tabla 2).

Finalmente, cuando se consideran los posibles efectos adversos sobre el acceso de los hogares compuestos por un solo jefe de hogar, surge que esta dimensión es relevante exclusivamente para que el niño se mantenga en el nivel adecuado de acuerdo con su edad. En la Tabla 2 se puede observar que sólo los niños que acceden a término pertenecen a hogares con más de un solo jefe de hogar, mientras que las restantes categorías no muestran diferencias significativas en esta dimensión.

## Análisis econométrico

En la Figura 5 se presentan los resultados que surgen de estimar distintas especificaciones y modelos econométricos: las primeras 5 columnas surgen de modelos multinomiales ordenados mientras que las últimas dos son el resultado de estimar modelos OLS. En la columna (i) se presentan los resultados del *modelo básico* con todos los individuos; la columna (ii) se modifica sólo para incluir un control de los posibles *efectos regionales*. En la columna (iii) se analiza el efecto de la condición de ocupación a través de incorporar la variable *trabaja* al modelo estimado en la columna (ii). El signo significativamente menor que cero de ese coeficiente implicaría que los niños que trabajan tienden a tener menor calidad de acceso, independientemente de las condiciones consideradas en el modelo.

	Logit Ordenado					OLS	
	Básico* (i)	Básico y ER (ii)	Todos (iii)	No trabajan (iv)	Trabajan (v)	Todos (vi)	Todos (vii)
edad	-7.555 (-203.02)	-7.600 (-202.78)	-7.86 (-208.16)	-8.253 (-205.35)	-4.173 (-34.41)	-0.452 (-2.56)	-0.523 (-3.01)
edad2	0.225 (186.17)	0.226 (185.79)	0.235 (191.77)	0.248 (190.01)	0.114 (29.07)	0.009 (1.55)	0.012 (2.03)
hombre	-0.422 (-129.73)	-0.436 (-132.88)	-0.364 (-109.87)	-0.274 (-78.65)	-1.061 (-92.69)	-0.109 (-5.62)	-0.086 (-4.50)
pobres	-0.369 (-100.61)	-0.398 (-106.56)	-0.416 (-111.08)	-0.437 (-110.17)	-0.309 (-25.79)	-0.099 (-4.44)	-0.108 (-4.90)
menores	-0.042 (-31.64)	-0.046 (-33.90)	-0.043 (-31.73)	-0.031 (-21.40)	-0.118 (-31.36)	-0.009 (-1.00)	-0.007 (-0.83)
miembros	-0.153 (-155.44)	-0.151 (-151.61)	-0.143 (-142.33)	-0.125 (-113.24)	-0.224 (-84.63)	-0.065 (-10.05)	-0.06 (-9.42)
n_jefe	0.661 (169.43)	0.639 (162.30)	0.614 (155.46)	0.56 (132.73)	0.93 (73.95)	0.212 (8.66)	0.197 (8.18)
j_aedu	0.139 (307.55)	0.148 (320.63)	0.145 (312.93)	0.152 (306.79)	0.105 (72.25)	0.041 (15.59)	0.039 (15.07)
trabaja			-1.033 (-193.52)				-0.445 (-12.73)
_cut1	-65.32 (-228.56)	-65.25 (0.29)	-67.25 (-231.88)	-70.08 (-227.25)	-39.75 (-42.44)		
_cut2	-64.22 (-224.70)	-64.14 (0.29)	-66.10 (-227.94)	-68.98 (-223.69)	-38.27 (-40.85)		
_cut3	-62.25 (-217.88)	-62.14 (0.29)	-64.06 (-220.96)	-66.83 (-216.79)	-36.73 (-39.21)		
_cons						6.868 (5.19)	7.377 (5.66)
Pr( xb+u<_cut1)	0.0403	0.0403	0.0403	0.0303	0.1500		
Pr(_cut1<xb+u<_cut2)	0.0596	0.0596	0.0596	0.0475	0.1918		
Pr(_cut2<xb+u<_cut3)	0.2466	0.2466	0.2466	0.2464	0.2493		
Pr(_cut3<xb+u)	0.6535	0.6535	0.6535	0.6757	0.4089		
Number of obs	1992320	1992320	1992320	1826068	166252	4888	4888
F						55.28	60.39
Prob > F						0	0
LR	628495.3	665839.94	702273.14	558384.11	86502.66		
Prob > LR:	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00		
R-squared (1)	0.1713	0.1815	0.1914	0.1776	0.1981	0.2608	0.2847
Adj R-squared						0.2561	0.28

(1) Pseudo R2 en los modelos multinomiales ordenados

\*El modelo básico es el único que no incluye efectos regionales

Figura 5. Estimación de la probabilidad de mejorar el acceso.

De estos modelos se pueden extraer otros resultados también relevantes. En primer término, como era de esperar, se observa que a medida que aumenta la *edad* disminuye la probabilidad de alcanzar mayores posiciones en el ranking, es decir, de lograr un acceso de mejor calidad. Una situación similar se presenta con relación al género: las mujeres tienden a tener una mayor calidad de acceso. Estas circunstancias surgen de considerar que el coeficiente de cada variable adopta un valor



negativo. Este resultado pareciera contradecir parcialmente los resultados usuales, pero en realidad destaca la relevancia del enfoque adoptado en este trabajo. De acuerdo con la literatura, se puede afirmar que las mujeres tienden a acceder menos que los hombres, sin embargo, los resultados indican<sup>29</sup> que a igualdad de condiciones, aquellas tienden a lograr una mayor calidad de acceso. Dada la significatividad de esta hipótesis y dado que es muy probable que cada categoría del ranking se relacione de manera diferente con esta variable, se sugiere un estudio más detallado.

Otro determinante relevante de la condición de acceso y trabajo es la situación socioeconómica del hogar. El signo negativo del coeficiente asociado a la variable *pobre* confirma el “axioma de lujosidad” (Basu & Van, 1998): cuando el individuo es pobre se ve reducida su capacidad de lograr acceso de mejor calidad. Un análisis detallado de este axioma implicaría replicar el mismo comportamiento a lo largo de toda la distribución de ingresos, lo cual excede el objetivo de este trabajo. Además, la cantidad de años de escolaridad del jefe del hogar (*j\_aedu*), indicaría que mayor “capital cultural” y un mejor clima educativo—por tanto, una mayor preferencia por la educación—afectan favorablemente la calidad en el acceso<sup>30</sup>.

El conjunto de variables que destacan el efecto de las condiciones demográficas del hogar se comporta de acuerdo a lo esperado. Tanto la cantidad de niños que potencialmente necesitarían cuidados en el hogar (*menores*) como el tamaño del hogar (*miembros*) tienen efectos significativos y de signo negativo. Por tanto, a mayor número de niños a cuidar en el hogar y/o a mayor tamaño del hogar, peor será la calidad en el acceso. Las características de “jefe del hogar” también actúan de la forma esperada. El signo positivo de *n\_jefe* refleja que en la medida que el hogar está “más completo”, mejor es la calidad de acceso de los niños.

Finalmente, las columnas (iv) y (v) en la Figura 5 presentan, respectivamente, los resultados de estimar un modelo exclusivamente para aquellos que no trabajan y otro para los que trabajan. Tanto el test de Brant<sup>31</sup> como el test de verosimilitud de separación de muestras<sup>32</sup> sugieren realizar esta estimación para cada grupo (véase Tabla 7). El análisis de los coeficientes en términos relativos entre ambos modelos tiene la dificultad usual de los modelos categóricos. No obstante, los signos de los coeficientes son los mismos en todos los casos y en el mismo sentido que para el caso general.

<sup>29</sup> Los resultados se pueden corroborar en la Tabla 2, en donde se observa que las mujeres predominan entre los que acceden a término, y los hombres predominan en el resto de categorías.

<sup>30</sup> Al igual que en el caso del axioma de lujosidad, el estudio de esta dimensión es bastante más complejo, ya que debiera incorporarse dimensiones como el género de los jefes de hogar, el clima educativo general del hogar, etc.

<sup>31</sup> Este test evalúa si los valores de los coeficientes de las variables explicativas son constantes entre categorías. Esto es, por ejemplo, si es el mismo efecto marginal por edad para los individuos que nunca accedieron, los que abandonaron, los que se rezagaron y los que se encuentran a término.

<sup>32</sup> La ecuación respectiva para este test es la siguiente:  $2\{\text{abs}[\log\text{-likelihood}_{\text{modelo completo}} - \log\text{-likelihood}_{\text{modelo reducido}}]\}$ , que se distribuye como  $\chi^2$ , cuyos grados de libertad vienen dados por la diferencia entre el número de parámetros estimados en el modelo completo (bajo la hipótesis alternativa) y el número de parámetros estimados en el modelo reducido (la hipótesis nula). Las hipótesis son:  $H_0 =$  no se requiere separar la muestra y  $H_1 =$  se requiere separar la muestra. Detalles técnicos pueden encontrarse en Greene (1997) y una aplicación al caso de trabajo infantil puede encontrarse en Akabayashi y Psacharopoulos (1999) o en Blunch y Verner (2000).

### Análisis de las probabilidades estimadas<sup>33</sup>

Para evaluar correctamente los resultados de los modelos estimados previamente es necesario comparar las magnitudes de las probabilidades estimadas y observar sus cambios. En la Tabla 8 se computan estadísticas descriptivas de las probabilidades que surgen de estimar los modelos (iii)-(v) de la Figura 5. En la Tabla 8 se puede observar que la probabilidad de estar en el nivel adecuado según la edad es superior entre los individuos que no trabajan (0.64) que entre los que trabajan (0.55). Los individuos que trabajan tienen una menor probabilidad de estar rezagados (0.23) y una mayor probabilidad de haber accedido y abandonado (0.14), o de nunca haber accedido (0.09). Estos resultados permiten confirmar la existencia de una tendencia según la cual los individuos que trabajan tienden a retirarse del sistema previo paso por el rezago. Adicionalmente, se constata que las probabilidades estimadas para las situaciones de abandono y rezago tienen menor variabilidad que las restantes situaciones.

Tabla 7

*Test de Brant y de verosimilitud de separación de muestras*

	Test de Brant		Test de Verosimilitud	
	chi2	p>chi2	LR chi2(1)	Prob > chi2
All	250.38	0.000		
Edad	24.13	0.000		
Edad2	25.29	0.000	195166.56	0.0000
Hombre	11.04	0.004	54238.19	0.0000
Pobres	0.78	0.676		
Menores	2.44	0.295		
Miembros	0.89	0.640		
n_jefe	2.15	0.341		
j_aedu	0.55	0.759		
Trabaja	34.46	0.000	36433.20	0.0000

Una forma usual de analizar los modelos de probabilidades es a través del cambio de las probabilidades estimadas cuando se modifican algunas características de los individuos. De acuerdo con lo expuesto anteriormente en la ecuación 15, en los modelos no lineales el signo del cambio marginal no necesariamente coincide con el del coeficiente estimado y es posible que el efecto marginal cambie de signo cuando cambia la variable independiente.

Un ejercicio posible es analizar los cambios evaluando todas las variables en las medias. El resultado de este ejercicio se puede observar en la Tabla 9, donde se computa el efecto marginal para las variables continuas y el cambio en las probabilidades para las variables discretas. Todas las variables

<sup>33</sup> En esta sección se utilizan los comandos disponibles en la suite spost de Freese y Long la cual se puede encontrar en <http://www.indiana.edu/~jslsoc/spost.htm>. En <http://www.stata.com/meeting/1nasug/freese.pdf> es posible encontrar una demostración de los autores sobre las posibilidades de análisis que incorpora esta suite.

individuales afectan negativamente el acceso a término, siendo la edad y la condición de ocupación las de mayor importancia.

Entre las variables del hogar se destaca el efecto positivo de la cantidad de jefes de familia, mientras que el resto de las variables (condición de pobreza, tamaño y composición, y el clima educativo) muestran el efecto esperado, pero con una intensidad menor. Así, por ejemplo, un año de edad adicional disminuye grandemente la probabilidad de acceder a término y eleva con intensidad similar la de estar rezagado; la probabilidad de los hombres de “estar a término” es un 7.7% inferior al de las mujeres. La variable *pobre* opera en sentido similar, a mayor pobreza, menor oportunidad de acceder a término. También se observa que cuando un individuo decide trabajar, la probabilidad de que acceda a término disminuye en un 24.4%, mientras que la probabilidad de rezagarse aumenta en un 16.6%.

Tabla 8

*Estimación de la probabilidad condicional*

	Media	Mínima	Máximo	Rango
<i>Todos</i>				
Nunca accedió	0.04	0.00	0.84	0.84
Abandonó	0.07	0.00	0.28	0.28
Rezagado	0.26	0.00	0.47	0.47
Accede a término	0.63	0.01	1.00	0.99
<i>Individuos que no trabajan</i>				
Nunca accedió	0.04	0.00	0.57	0.57
Abandonó	0.06	0.00	0.27	0.27
Rezagado	0.27	0.00	0.49	0.49
Accede a término	0.64	0.03	1.00	0.97
<i>Individuos que trabajan</i>				
Nunca accedió	0.09	0.00	0.96	0.96
Abandonó	0.14	0.00	0.35	0.35
Rezagado	0.23	0.00	0.36	0.36
Accede a término	0.55	0.00	1.00	0.99

Tabla 9

*Estimación de los efectos marginales en las medias*

		Nunca accedió	Abandonó	Rezagado	Accede a término
Edad	Efecto Marg.	0.1368	0.2619	1.2669	-1.6656
Edad2	Efecto Marg.	-0.0041	-0.0078	-0.0379	0.0498
Hombre	0->1	0.0064	0.0122	0.0585	-0.0771
Pobres	0->1	0.0074	0.0140	0.0670	-0.0884
Menores	Efecto Marg.	0.0007	0.0014	0.0069	-0.0091
Miembros	Efecto Marg.	0.0025	0.0048	0.0230	-0.0303
n_jefe	Efecto Marg.	-0.0107	-0.0204	-0.0989	0.1300
j_aedu	Efecto Marg.	-0.0025	-0.0048	-0.0234	0.0308
Trabaja	0->1	0.0281	0.0498	0.1658	-0.2437

Si bien este análisis presenta algunos resultados interesantes, en las secciones previas se ha visto que las respuestas de los individuos son variables según la edad, el sexo y la condición ocupacional. Por otro lado, el axioma de lujosidad, previamente evaluado de forma parcial, plantea

que las decisiones de trabajo y educación difieren según la condición de pobreza. En la primera fila de la Tabla 10 se reproducen las diferencias en las probabilidades asociadas a los individuos promedio que se diferencian únicamente por la condición de tener o no un trabajo. En las dos filas siguientes se puede ver que el efecto sobre el acceso a término es menor entre las mujeres; es decir, las mujeres se ven menos afectadas en sus logros respecto de los hombres. No obstante, la comparación de las probabilidades estimadas en cada caso muestra que las mujeres tienden a mantenerse en el sistema a término y los hombres tienden a abandonar. Como se ha dicho anteriormente, la situación de rezago está asociada a un posterior abandono, por lo que el efecto del trabajo entre los sexos se diferencia solamente en términos dinámicos, pero no en su resultante. Analizar con detalle este tema escapa a los objetivos de este trabajo<sup>34</sup>. No obstante, dado que posiblemente estos grupos no sean homogéneos a su interior, se debe tomar este resultado como una hipótesis de investigación futura<sup>35</sup>.

Tabla 10

*Estimación del efecto marginal de trabajar para características puntuales de sexo y edad*

	Cambio en la probabilidad por trabajar			
	Nunca accedió	Abandonó	Rezagado	Accede a término
Todos	0.0281	0.0498	0.1658	-0.2437
Mujeres	0.0237	0.0433	0.1671	-0,2341
Varones	0.0334	0.0570	0.1597	-0.2501
13 años	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
14 años	0.0000	0.0000	0.0001	-0.0001
15 años	0.0081	0.0165	0.1134	-0.1380
16 años	0.0487	-0.0320	-0.0145	-0.0022
17 años	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

### Efectos marginales

El análisis de los efectos marginales de la condición de trabajar separados por edad, permite comprender mejor a qué se debe la magnitud de los cambios en los promedios comentados previamente. En el rango de los 13 y 14 años, un año adicional no afecta las decisiones tomadas por los individuos, los cuales suelen ir a la escuela en término. Es a partir de los 15 años cuando la edad comienza a ejercer presiones sobre los individuos, reduciendo la probabilidad de estar a término. Esta situación se agrava a los 16 años, que es cuando los individuos tienden a retirarse del sistema. A los 17 años se vuelve a la situación previa, donde se observa que las decisiones vuelven a ser estables. En la Tabla 11 se presentan los resultados que surgen de considerar el efecto de trabajar cuando se combinan las variables edad y sexo. Claramente, el primer resultado es que para ambos géneros se cumplen las dinámicas comentadas anteriormente respecto de la edad. Luego se observa que la diferencia en la intensidad de esos efectos, según el género, no parece ser sustancial. De esta manera, a los efectos dinámicos comentados previamente, se suma que el problema de disminución en los

<sup>34</sup> El análisis de los efectos del trabajo en el rezago requiere de microdatos en panel, los cuales no están disponibles para este caso.

<sup>35</sup> Estos ejercicios permiten comprender la importancia de trabajar con categorías múltiples para analizar este tipo de datos. El hecho de utilizar variables binarias para analizar las características del acceso al sistema educativo oscurecería los efectos sobre el acceso por el rezago y en el no acceso sobre la distinción entre los que abandonaron y los que nunca accedieron.

logros adquiere valores significativos recién a los 15 años, rango de edad en el cual pareciera que las políticas gubernamentales están operando.

La condición socioeconómica es un elemento reconocido como un determinante tanto del logro académico como de la condición de ocupación. En la Tabla 12 se presentan las estimaciones del efecto marginal de trabajar cuando el individuo es pobre y cuando no lo es. Claramente, los pobres se ven afectados con mayor gravedad en sus logros que los no pobres. Mientras que entre estos últimos la probabilidad de rezagarse tiende a elevarse, entre los pobres lo que aumenta es la probabilidad de abandonar el sistema.

Tabla 11

*Estimación del efecto marginal de trabajar, por variables sexo y edad*

	Cambio en la probabilidad por trabajar			
	Nunca accedió	Abandonó	Rezagado	Accede a término
Mujeres				
13 años	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
14 años	0.0000	0.0000	0.0001	-0.0001
15 años	0.0068	0.0140	0.1013	-0.1221
16 años	0.0570	-0.0372	-0.0172	-0.0027
17 años	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Hombres				
13 años	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
14 años	0.0000	0.0000	0.0001	-0.0001
15 años	0.0098	0.0196	0.1259	-0.1552
16 años	0.0412	-0.0272	-0.0121	-0.0019
17 años	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Tabla 12

*Estimación del efecto marginal de trabajar por situación de pobreza*

	Cambio en la probabilidad por trabajar			
	Nunca accedió	Abandonó	Rezagado	Accede a término
No pobres	0.0233	0.0426	0.1669	-0.2328
Pobres	0.0344	0.0583	0.1581	-0,2509
Mujeres no pobres	0.0196	0.0368	0.1638	-0.2202
Mujeres pobres	0.0291	0.0512	0.1650	-0.2453
Hombres no pobres	0.0277	0.0492	0.1661	-0.2430
Hombres pobres	0.0407	0.0661	0.1459	-0.2528

En este caso, sí aparece una distinción relevante entre géneros, ya que la probabilidad de “acceder a término” de las mujeres no pobres se ve menos afectada que la del resto. Las mujeres no pobres tienden a abandonar la escuela en menor número que los hombres no pobres y las mujeres pobres. De todos los grupos, son los hombres pobres quienes se ven más perjudicados por ir a trabajar. Este grupo observa un menor aumento en la probabilidad de rezagarse y un mayor aumento en la probabilidad de abandonar. Esto se debe a que en la dinámica laboral comentada respecto de la edad, los hombres pobres de 15 años que pasan a trabajar son los que más elevan su probabilidad de abandonar, para luego reducirse a los 16 años (véase Tabla 13).

Los datos de la Tabla 13 permiten comprender parcialmente los resultados previos respecto de las diferencias en género. Los hombres pobres, frente al hecho de tener que trabajar, se rezagan menos y tienden a abandonar la escuela en mayor número que las mujeres. Los hombres no pobres se comportan de manera similar a las mujeres pobres y no pobres.

Estos desempeños deben ser considerados ejes centrales para el diseño de políticas que pretendan lograr la universalización del acceso a la escuela y los mejores logros educativos posibles<sup>36</sup>, ya que sugieren que frente al hecho de tener que trabajar existen condiciones variables según edad, sexo y condición de pobreza que afectan los resultados educativos. Si bien las políticas en la Argentina suelen tener en cuenta la situación socioeconómica del hogar, es importante notar la necesidad de una mayor investigación sobre su interacción con el género y la edad del niño.

Tabla 13

*Estimación del efecto marginal de trabajar por situación de pobreza, género y edad*

Edad	Cambio en la probabilidad por trabajar				Cambio en la probabilidad por trabajar			
	Nunca accedió	Abandonó	Rezagado	Accede a término	Nunca accedió	Abandonó	Rezagado	Accede a término
	Mujeres no pobres				Hombres no pobres			
13 años	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
14 años	0.0000	0.0000	0.0000	-0.0001	0.0000	0.0000	0.0001	-0.0001
15 años	0.0056	0.0116	0.0884	-0.1055	0.0080	0.0163	0.1124	-0.1367
16 años	0.0677	-0.0437	-0.0208	-0.0032	0.0493	-0.0324	-0.0147	-0.0023
17 años	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Mujeres pobres				Hombres pobres			
13 años	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
14 años	0.0000	0.0000	0.0001	-0.0001	0.0000	0.0000	0.0001	-0.0001
15 años	0.0084	0.0171	0.1160	-0.1415	0.0121	0.0238	0.1400	-0.1759
16 años	0.0471	-0.0310	-0.0140	0.0021	0.0338	-0.0224	-0.0098	-0.0015
17 años	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

De esta manera, se pueden extraer dos conclusiones principales de esta sección. La primera es que, basados en el problema empírico, podemos acotar que los individuos que trabajan tienen trayectorias diferentes según sea su sexo y condición de pobreza; el ejemplo más claro lo encontramos entre los hombres pobres. En términos de edad, las trayectorias son siempre similares, pero se destaca la existencia de un problema significativo a partir de los 15 años, el cual podría estar acumulándose desde los años previos. La segunda conclusión, referida al aspecto metodológico, es que este trabajo realiza un aporte a la forma en que debiera investigarse el problema de acceso al sistema educativo. El enfoque adoptado (uso de una variable multicategorías) permite observar dinámicas que otras metodologías no muestran.

## A Modo de Síntesis y Conclusiones

En este estudio se ha presentado una forma novedosa de analizar los efectos del trabajo infantil sobre el acceso al sistema educativo, utilizando microdatos provenientes de la ECV de 2001 en Argentina. Para ello se ha construido un índice de categorías ordenadas que permite dar cuenta de

<sup>36</sup> El término “posible” aquí refiere a que no debieran existir diferencias en el acceso escolar y el logro académico originadas por causas no aceptables como diferencias de ingresos, género o edad, pero sí en aspectos aceptables (como esfuerzo, etc). Para una discusión entre diferencias por causas deseables y no deseables véase Gasparini (2002).

algunos de los diversos matices que puede adoptar la forma en que se relacionan los individuos con el sistema educativo. Los resultados muestran que un análisis integrado de la progresión y el logro en el sistema educativo permiten una mejor identificación de las heterogeneidades en el acceso al mismo.

En la literatura reciente existe una preocupación constante por medir los efectos negativos que tiene el trabajo infantil sobre los resultados educativos. A primera vista, las tasas de acceso relativamente elevadas y la política de inclusión de los últimos años en la Argentina motivarían a pensar que dichos efectos podrían ser poco significativos en este país. No obstante, se ha demostrado que al utilizar una variable de categorías ordenadas se captan mejor las heterogeneidades relativas al acceso educativo: la probabilidad de acceder a término entre los individuos que trabajan es un 24.4% menor respecto de los individuos que no trabajan. Los estudiantes que trabajan tienen una menor probabilidad de estar rezagados y una mayor probabilidad de haber accedido al sistema educativo para posteriormente abandonar la escuela o de nunca haber asistido. De esta manera es posible obtener una idea de cierta trayectoria según la cual los individuos que trabajan tienden a retirarse del sistema previo paso por el rezago, especialmente a partir de los 15 años.

Además, se ha discutido que estos comportamientos se modifican según el género y la condición de pobreza de los individuos: los hombres pobres se rezagan menos y tienden a abandonar la escuela en mayor número que las mujeres, mientras que los hombres no pobres se comportan de manera similar a las mujeres pobres y no pobres. Si bien las políticas educativas suelen tomar en cuenta la situación socioeconómica del hogar, es importante hacer notar la necesidad de realizar más investigación sobre su interacción con el género del niño.

Estos resultados vuelven a sugerir la necesidad de que en el diseño de una política de retención debe tomarse en cuenta que a mayor edad, mayor es la probabilidad que un individuo no logre mantenerse a término en el nivel medio. Este efecto aumenta entre los hombres, los pobres y particularmente entre estas dos variables, los que trabajan. En ese sentido, nuestros resultados sugieren que una estrategia de transferir sumas fijas, independientes de la edad, género y condición socioeconómica, no parece ser la mejor respuesta para minimizar los problemas de desempeño académico. Esta conclusión no debe extenderse más allá de este punto debido a que no se ha resuelto la cuestión de la decisión familiar de rezagar a un individuo o enviarlo a trabajar debido a sus limitadas habilidades académicas. Sin embargo, su validez se extiende tanto para los que trabajan como para los que no lo hacen.

El segundo aporte de este trabajo refiere a la forma en que debiera investigarse el problema de acceso al sistema educativo. El adoptar nuestro enfoque de utilizar una variable multicategorías nos permitió observar dinámicas que otras metodologías no muestran. Si bien se han implementado políticas reconociendo este problema, en general, las mismas no consideran de manera diferencial las diversas características del acceso escolar. Esto es, no reconocen que un individuo que abandonó el sistema educativo requiere un esfuerzo diferente para ser incluido nuevamente del que aquel que se ha rezagado y es preciso sostener. El aporte de este trabajo a la política pública es haber constatado que algunas características observables individuales establecen diferencias en las probabilidades de acceso y, por lo tanto, se convierten en criterios relevantes en el diseño y ejecución de política educativa.

## Referencias

- Akabayashi, H. & Psacharopoulos, G. (1999). The Trade-off Between Child Labor and Human Capital: A Tanzanian Case. *Journal of Development Studies*, 35 (5), pp. 120-140.

- Anker, R. (2000). The economics of child labour: A framework for measurement. *International Labour Review*, 139 (3).
- Barro, R & Lee, J. (April, 2000). *International Data on Educational Attainment: Updates and Implications*. CID Working Paper N° 42.
- Basu, K & Van, P. (1998). The economics of child labor. *American Economic Review*, 88 (3), pp. 412-427.
- Basu, K. & Tzannatos, Z. (2003). The Global Child Labor Problem: What Do We Know and What Can We Do? *The World Bank Economic Review*, 17 (2).
- Basu, K. (1999). Child Labor: Cause, Consequence, and Cure with Remarks on International Labor Standards. *Journal of Economic Literature*, 37 (3), pp. 1083-1119.
- Beegle, K., Dehejia, R. & Gatti, R. (December, 2004). *Why should we care about child labor? The education, labor market, and health consequences of child labor*. National Bureau of Economic Research Working Paper Series (Working Paper N°10980).
- Bhalotra, S. & Tzannatos, Z. (September, 2003). *Child Labor what have we learnt?* Social Protection Discussion Paper Series (Report No. 27872). World Bank. Recuperado de [http://www-wds.worldbank.org/external/default/main?pagePK=64193027&piPK=64187937&theSitePK=523679&menuPK=64187510&searchMenuPK=64187283&theSitePK=523679&entityID=000090341\\_20040218155225&searchMenuPK=64187283&theSitePK=523679](http://www-wds.worldbank.org/external/default/main?pagePK=64193027&piPK=64187937&theSitePK=523679&menuPK=64187510&searchMenuPK=64187283&theSitePK=523679&entityID=000090341_20040218155225&searchMenuPK=64187283&theSitePK=523679)
- Blunch Niels, H. & Verner, D. (2000). *Revisiting the Link Between Poverty and Child Labor: The Ghanaian Experience*. World Bank. Washington, D.C.
- Cartwright, K. & Patrinos, H. (1999). Child Labor in Urban Bolivia. En C. Grootaert and H. A. Patrinos (Eds.), *The Policy Analysis of Child Labor: A Comparative Study*. New York: St. Martin's Press.
- CEDLAS (2005). *Monitoring Socio-Economic Conditions in Argentina*. World Bank Washington, D.C.
- Cervini, R. (2005). Trabajo infantil urbano y logro en matemáticas de la educación básica. Un modelo de dos niveles. *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 10 (25).
- Cigno, A., Rosati, F. & Tzannatos, Z. (2002). *Child labor handbook*. Social Protection Working Paper N° 206 World Bank. Washington, D.C.
- Corbetta, S. & Roisman, V. (2001). Relevamiento: *La escuela secundaria desde la perspectiva de los jóvenes con trayectorias escolares inconclusas*. Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Dirección General de Planeamiento, Secretaría de Educación del GCBA.
- Cossa, R. (Junio, 2000). *Determinants of Schooling Attainment in Argentina: An Empirical Analysis with Extensions to Policy Evaluation*. Documento de Trabajo de la Fundación Gobierno y Sociedad Buenos Aires, CEDI.
- Deb, P. & Rosati, F. (2002). Determinants of child labour and school attendance: The role of household unobservables. *Understanding Children Work*. Working Paper. Disponible en [www.ucw-project.org](http://www.ucw-project.org).
- Deb, P. & Rosati, F. (2004). "Estimating the Effect of Fertility Decisions on Child Labor and Schooling". *Understanding Children Work Working Paper* [www.ucw-project.org](http://www.ucw-project.org).
- Emerson, P. M. & Souza, A. P. (2003). Is There a Child Labor Trap? Intergenerational Persistence of Child Labor in Brazil. *Economic Development and Cultural Change*, 51 (2), pp. 375-98 *University of Chicago Press*,
- Feijoó, M. (2002). *Argentina: Equidad social y educación en los años '90*. IPEE-UNESCO.
- Freese, J. & Long, S. (2006). *Post-estimation commands for regression models for categorical & count outcomes*. Recuperado en Enero 2006 de [www.indiana.edu/~jslsoc/spost\\_install.htm](http://www.indiana.edu/~jslsoc/spost_install.htm).



- Filmus, D. & Mariana M. (2003). ¿Para qué universalizar la educación media? En E.T. Fanfani (Comp.), *Educación media para todos. Los desafíos de la democratización del acceso*. Fundación OSDE-UNESCO-IIPE, Editorial Altamira
- Gasparini, L. (Noviembre, 1998). Acceso a la educación y la salud en la provincia de Buenos Aires. *Cuaderno de Economía N°45*. La Plata, Argentina.
- Gasparini, L. (2002). On the measurement of unfairness: an application to high school attendance in Argentina. *Social Choice and Welfare*, 19, pp. 795-810.
- Greene, W. H. (1997). *Econometric Analysis*. NY University, USA.
- Psacharopoulos, G. (1997). Child Labor versus Educational Attainment: Some Evidence from Latin America. *Journal of Population Economics*, 10 (4), pp. 377-386.
- Glewwe, P. (2002). Schools and Skills in Developing Countries: Education policies and socioeconomic outcomes. *Journal of Economic Literature*, 40 (2), pp. 436-482.
- Greene, W. (1997). *Econometric Analysis*. New York: Prentice Hall.
- Grimrud, B. (October, 2001). *Measuring and Analyzing Child Labor: Methodological Issues*. Social Protection Discussion Paper Series N° 0123. World Bank. Washington, D.C.
- Grootaert, C. & Kanbur, R. (1995). *Child Labor: A Review*. Background paper for the 1995 World Development Report on labor, World Bank. Washington, D.C.
- Grootaert C. y Patrinos, H. (Eds.). (1999). *Policy Analysis of Child Labor: A Comparative Study*, New York: St. Martin's Press,
- Hanusek, E. (1995). Interpreting recent research on schooling in Developing Countries World. *Bank Research Observer*, 10 (2), pp. 227-246.
- Heady, C. (2003). The Effect of Child Labor on Learning Achievement. *World Development*, 31, pp. 385-398.
- International Labour Organization (2002). *A Future Without Child Labour*. Geneva: International Labour Office.
- International Labour Organization (2003). *Investing in Every Child: An Economic Study of the Costs and Benefits of Eliminating Child Labour*. Geneva: International Labour Office.
- Jensen, P. & Nielsen, H. S. (1997). Child Labor or School Attendance? Evidence from Zambia. *Journal of Population Economics*, 10 (4), pp. 407-424.
- Judengloben, M. I., Arrieta, M. E. & Falcone, J. (2003). *Brechas Educativas y Sociales: un problema viejo y vigente*. Mimeo Ministerio de Educación, Ciencia y Tecnología. <[www.me.gov.ar/diniece](http://www.me.gov.ar/diniece)>
- Knowles, J. & Behrman, J. (January, 2005). *The Economic Returns to Investing in Youth in Developing Countries: A Review of the Literature*. World Bank, HNP Discussion Paper.
- Long, S. (1997). *Regression models for categorical and limited dependent variables*. Advance Quantitative techniques in the Social Sciences Series 7 SAGE Publications.
- López, N. (2001). *Variable de ajuste. El lugar de los adolescentes frente a la vulnerabilidad de sus familias*. Documento preparado para UNICEF-Argentina.
- López, N. (2005). *Equidad educativa y desigualdad social. Desafíos de la educación*. IIPE-UNESCO, Buenos Aires.
- Llach, J. (Julio, 2004). Escuelas ricas para los pobres. Discurso de Incorporación a la Academia Nacional de Educación,
- Ministerio de Educación, Ciencia y Tecnología (MECyT) (2005). *Programa Nacional de Inclusión Educativa TODOS A ESTUDIAR*. Lineamientos Generales. Recuperado de <[http://www.me.gov.ar/todosaestudiar/pdf/doc\\_definitivo.pdf](http://www.me.gov.ar/todosaestudiar/pdf/doc_definitivo.pdf)> Buenos Aires, Argentina
- Ministerio de Trabajo Empleo y Seguridad Social. (2002). *Actualización diagnóstica del trabajo infantil en la Argentina*. Programa Internacional para la erradicación del trabajo infantil. Buenos Aires, Argentina

- Montes, N. (2004). Adolescentes y jóvenes en contexto. El marco cercano: la familia y el marco amplio: los otros. En G. Tiramonti (Comp.), *La trama de la desigualdad educativa. Mutaciones recientes en la escuela media*. Buenos Aires: Ediciones Manantial.
- Organización Internacional del Trabajo (OIT) (1973). *C138 Convenio sobre la edad mínima*. Ginebra, Suiza. Recuperado de <http://www.ilo.org/ilolex/spanish/convdisp1.htm>
- Organización Internacional del Trabajo (OIT) (1999). *C182 Convenio sobre las peores formas de trabajo infantil*. Ginebra, Suiza. Recuperado de <http://www.ilo.org/ilolex/spanish/convdisp1.htm>
- Organización Internacional del Trabajo (OIT). (1996). *Child Labor: Targeting the Intolerable*. International Labor Organization, Geneva.
- Organización de las Naciones Unidas (ONU) (Septiembre, 2000). Declaración del Milenio, A/RES/55/2,
- Orazem, P. & Gunnarsson, V. (Octubre, 2003). *Child labour, school attendance and academic performance: A review*. ILO Working Paper.
- Patrinos, H. & Psacharopoulos, G. (1997). Family Size, Schooling and Child Labor in Peru—An Empirical Analysis. *Journal of Population Economics*, 10 (4), pp. 387–405.
- Patrinos, H. & Psacharopoulos, G. (1995). Educational Performance and Child Labor in Paraguay. *International Journal of Educational Development*, 15(1), pp. 47-60.
- Post, D. & Pong, S. (2000). Employment during middle school: The effects on academic achievement in the US and abroad. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 22 (3), pp. 273-298.
- Psacharopoulos, G. & Patrinos, H. (2002). *Returns to Investment in Education: A Further Update*. World Bank Working Paper Series, N°. 2881. Washington D.C.
- Ravallion, M. & Wodon, Q. (2000). Does Child Labor Displace Schooling? Evidence on Behavioural Responses to an Enrollment Subsidy. *The Economic Journal* 110, C158-75.
- Ray, R. (2000). Child Labor, Child Schooling and their interactions with adult labor: empirical evidence for Peru and Pakistan. *The World Bank Economic Review*, 14 (2), pp. 347-67.
- Ray, R. & Lancaster, G. (2005). Does Child Labour Affect School Attendance and School Performance? Multi Country Evidence on SIMPOC Data. *International Labour Review*, 144 (2).
- Rosati, F. & Rossi, M. (2003). Children's working hours, school enrolment and human capital accumulation: Evidence from Pakistan and Nicaragua. *The World Bank Economic Review*, 17 (2).
- Rosati, F. & Tzannatos, Z. (2006). Child Labor in Vietnam. *Pacific Economic review*, 11 (1), pp. 1-31 doi:10.1111/j.1468-0106.2006.00296.x
- Sapelli, C. & Torche, A. (2004). Deserción Escolar y Trabajo Juvenil: ¿Dos Caras de Una Misma Decisión? *Cuadernos de Economía [online]*. 41 (123), pp. 173-198. Recuperado de [http://www.scielo.cl/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0717-68212004012300001&lng=es&nrm=iso](http://www.scielo.cl/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0717-68212004012300001&lng=es&nrm=iso).
- Sedlacek, G., Duryea, S., Ilahi, N. & Sasaki, M. (2005). Child labour, schooling, and poverty in Latin America. En Orazem et al., *Child Labor in Latin America*. Washington, D. C.: World Bank.
- Sosa, W. & Marchionni, M. (1999). *Household structure, gender, and the economic determinants of school attendance in Argentina*. Reunión Anual de la AAEP, Rosario.
- Statistical Information and Monitoring Programme on Child Labour (SIMPOC) (2004). Manual for child labour data analysis and statistical reports. International Labour Office. International Programme on the Elimination of Child Labour. Geneva.
- Sudharshan, C. & Skyt Nielsen, H. (1999). *Child Labor and Schooling in Africa: A Comparative Study*. World Bank Social Protection Discussion Paper N°9916. Washington, D.C., World Bank, Symposium on Child Labor (2003) *The World Bank Economic Review*, 17 (2).

- Tenti Fanfani, E. (2003). La educación media en Argentina: desafíos de la universalización. En E. T. Fanfani (Comp.), *Educación media para todos. Los desafíos de la democratización del acceso*. Fundación OSDE-UNESCO-IIPE. Editorial Altamira
- Tiramonti, G. (2003). Una nueva cartografía de sentidos para la escuela. *Revista Todavía N°5* Fundación OSDE
- Tiramonti, G. (2005). La nueva configuración fragmentada del sistema educativo. Mimeo FLACSO. Recuperado de [http://www.flacso.org.ar/areasyproyectos/areas/ac/imagenes/ponencia\\_gt.pdf](http://www.flacso.org.ar/areasyproyectos/areas/ac/imagenes/ponencia_gt.pdf)
- World Bank (2001). *World Development Report 2000/2001: Attacking poverty*. Washington DC World Bank.
- World Bank Economic Review*. (2003). *Volume 17*, Issue 2, pp. 145-314. Oxford: Oxford University Press.

**Datos biográficos del autor:**

**Facundo Luis Crosta** es Candidato a Doctor en Economía por la Universidad Nacional de La Plata. Actualmente es profesor de Crecimiento Económico de la Universidad Nacional de Quilmas (UNQ) e investigador del Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS) de la UNLP y del proyecto “Calidad, equidad y eficacia en el acceso y en el logro de la educación secundaria de Argentina” PICT 20816 en la UNQ. También es Profesor de la Maestría de Salud Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de la Plata “Modulo Evaluación de Programas Sociales” y consultor del Ministerio de Economía y Producción de la Nación en temas sociales y de gasto público. Sus investigaciones se centran en el desarrollo y aplicación de metodologías para el estudio de temas sociales, en particular aquellos relacionados con el acceso a los servicios brindados por el sector público.

La correspondencia relacionada con este artículo debe dirigirse a Facundo Luis Crosta, Universidad Nacional de Quilmas y Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS) de la Universidad Nacional de La Plata, Argentina. E-mail: [falucro@yahoo.com](mailto:falucro@yahoo.com)

## *AAPE* Comité Editorial

### Editores:

**Gustavo E. Fischman**, Arizona State University

**Pablo Gentili**, Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Asistentes editoriales: **Rafael O. Serrano (ASU–UCA) & Lucia Terra (UBC)**

**Hugo Aboites**

UAM-Xochimilco, México

**Claudio Almonacid Avila**

UMCE, Chile

**Alejandra Birgin**

FLACSO-UBA, Argentina

**Mariano Fernández Enguita**

Universidad de Salamanca. España

**Roberto Leher**

UFRJ, Brasil

**Pia Lindquist Wong**

CSUS, USA

**Alma Maldonado**

University of Arizona, USA

**Imanol Ordorika**

IIE-UNAM, México

**Miguel A. Pereyra**

Universidad de Granada, España

**Romualdo Portella de Oliveira**

Universidade de São Paulo, Brasil

**José Ignacio Rivas Flores**

Universidad de Málaga, España

**José Gimeno Sacristán**

Universidad de Valencia, España

**Susan Street**

CIESAS Occidente, México

**Daniel Suárez**

LPP-UBA, Argentina

**Jurjo Torres Santomé**

Universidad de la Coruña, España

**Armando Alcántara Santuario**

CESU, México

**Dalila Andrade de Oliveira**

UFMG, Brasil

**Sigfredo Chiroque**

IPP, Perú

**Gaudêncio Frigotto**

UERJ, Brasil

**Nilma Lino Gomes**

UFMG, Brasil

**María Loreto Egaña**

PIIE, Chile

**José Felipe Martínez Fernández**

UCLA, USA

**Vanilda Paiva**

UERJ, Brasil

**Mónica Pini**

UNSAM, Argentina

**Paula Razquin**

UNESCO, Francia

**Diana Rhoten**

SSRC, USA

**Daniel Schugurensky**

UT-OISE Canadá

**Nelly P. Stromquist**

USC, USA

**Antonio Teodoro**

Universidade Lusófona, Lisboa

**Lílian do Valle**

UERJ, Brasil

## ***EPA* Editorial Board**

**Editor: Sherman Dorn University of South Florida**

**Production Assistant: Chris Murrell, Arizona State University**

[Michael W. Apple](#)

University of Wisconsin

[Greg Camilli](#)

Rutgers University

[Mark E. Fetler](#)

California Commission on Teacher  
Credentialing

[Richard Garlikov](#)

Birmingham, Alabama

[Thomas F. Green](#)

Syracuse University

[Craig B. Howley](#)

Appalachia Educational Laboratory

[Patricia Fey Jarvis](#)

Seattle, Washington

[Benjamin Levin](#)

University of Manitoba

[Les McLean](#)

University of Toronto

[Michele Moses](#)

University of Colorado

[Anthony G. Rud Jr.](#)

Purdue University

[Michael Scriven](#)

University of Auckland

[Robert E. Stake](#)

University of Illinois—UC

[Terrence G. Wiley](#)

Arizona State University

[David C. Berliner](#)

Arizona State University

[Linda Darling-Hammond](#)

Stanford University

[Gustavo E. Fischman](#)

Arizona State University

[Gene V. Glass](#)

Arizona State University

[Aimee Howley](#)

Ohio University

[William Hunter](#)

University of Ontario Institute of  
Technology

[Daniel Kallós](#)

Umeå University

[Thomas Mauhs-Pugh](#)

Green Mountain College

[Heinrich Mintrop](#)

University of California, Los Angeles

[Gary Orfield](#)

Harvard University

[Jay Paredes Scribner](#)

University of Missouri

[Lorrie A. Shepard](#)

University of Colorado, Boulder

[Kevin Welner](#)

University of Colorado, Boulder

[John Willinsky](#)

University of British Columbia

## **EPAA English-language Graduate-Student Editorial Board**

**Noga Admon**

New York University

**Jessica Allen**

University of Colorado

**Cheryl Aman**

University of British Columbia

**Anne Black**

University of Connecticut

**Marisa Cannata**

Michigan State University

**Chad d'Entremont**

Teachers College Columbia University

**Carol Da Silva**

Harvard University

**Tara Donahue**

Michigan State University

**Camille Farrington**

University of Illinois Chicago

**Chris Frey**

Indiana University

**Amy Garrett Dikkers**

University of Minnesota

**Misty Ginicola**

Yale University

**Jake Gross**

Indiana University

**Hee Kyung Hong**

Loyola University Chicago

**Jennifer Lloyd**

University of British Columbia

**Heather Lord**

Yale University

**Shereeza Mohammed**

Florida Atlantic University

**Ben Superfine**

University of Michigan

**John Weathers**

University of Pennsylvania

**Kyo Yamashiro**

University of California Los Angeles