



Munich Personal RePEc Archive

**Education and Youth Economic
Participation in Argentina. An analysis
of its determinants (2004-2009)**

Groisman, Fernando and Calero, Analía V.

Universidad de Buenos Aires

August 2010

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/38487/>

MPRA Paper No. 38487, posted 01 May 2012 10:01 UTC



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

XLV Reunión Anual

Noviembre de 2010

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-99570-8-0

EDUCACIÓN Y PARTICIPACIÓN ECONÓMICA DE
LOS JÓVENES EN ARGENTINA. UN ANÁLISIS
DE SUS DETERMINANTES (2004-2009)

Groisman, Fernando
Calero, Analía

EDUCACIÓN Y PARTICIPACIÓN ECONÓMICA DE LOS JÓVENES EN ARGENTINA. UN ANÁLISIS DE SUS DETERMINANTES (2004-2009)

Fernando Groisman*

Analía Calero**

Agosto 2010

Resumen

En este documento se analizan los determinantes de la escolarización y de la participación en el mercado de trabajo argentino de los adolescentes con edades entre 15 y 18 años. Para ello se estimaron modelos de probabilidad -probit bivariados- para el período 2004 - 2009 con datos provenientes de la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC. Entre los resultados obtenidos destaca el positivo efecto que ejerció la presencia de un integrante del hogar en un puesto de trabajo protegido sobre la permanencia en el sistema educativo y la inactividad económica de los jóvenes.

Palabras clave: mercado de trabajo, juventud, educación

Clasificación JEL: I2, J2

Abstract

This paper analyzes the determinants of school attendance and labor participation of young people between 15 and 18 years old in Argentina. The empirical analysis is based on bivariate probit models for the period 2004-2009 with data coming from the Permanent Household Survey –INDEC–. The results show the positive impact associated to the presence of a household member in a registered job on both the school attendance and the economic inactivity of youth.

Key words: labor market, youth, education

JEL classification: I2, J2

* Investigador CONICET- Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires (FCE-UBA). Email: fgroisman@tutopia.com

** Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires (FCE-UBA). Email: analiacalero@yahoo.com.ar

1. Introducción

La cobertura del sistema educativo argentino es muy elevada en el nivel primario pero disminuye en forma marcada en el secundario. Esta brecha en las tasas netas de escolarización¹ obedece a diversas razones entre las que se destacan las mayores posibilidades de participación económica que enfrentan los jóvenes, los cambios en la distribución de roles dentro de los hogares y/o el mayor/menor éxito de las estrategias de retención implementadas por las escuelas. En forma complementaria a estos factores, las trayectorias formativas de los padres pueden también condicionar el sendero educativo que seguirán sus hijos al igual que ciertos aspectos subjetivos –valoraciones y percepciones– de los adultos del hogar respecto de los beneficios de culminar el nivel medio de educación.

La contracara del abandono escolar suele ser la participación económica de los jóvenes. Sin embargo, la deserción educativa y el trabajo –o su búsqueda activa– no se circunscriben necesariamente a los mismos individuos. Los datos para Argentina confirman que en 2009 el 76,5% de los adolescentes asistía a un establecimiento educativo formal y no trabajaba ni buscaba hacerlo. El resto se distribuía entre 10% que no concurría a ningún establecimiento educativo y tampoco integraba la población económicamente activa –es decir, no estudiaban, no trabajaban y no buscaban empleo–; 8,3% que tampoco asistía a una escuela pero en este caso formaba parte de la fuerza de trabajo disponible y finalmente 5,2% que se encontraba estudiando y también trabajaba o buscaba activamente hacerlo.² El trabajo doméstico de los jóvenes al que recurren bajo ciertas circunstancias las familias, por ejemplo para el cuidado de niños más pequeños, explica en parte esta distribución.

En este documento se estimaron los determinantes de asistir a un establecimiento educativo formal y de participar en la actividad económica mediante modelos probit bivariados. Esta metodología contempla la interrelación entre ambos fenómenos y que pueden ser el resultado de variables comunes. El análisis abarcó el quinquenio 2004-2009 para el conjunto de los aglomerados urbanos que cubre la Encuesta Permanente de Hogares del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (EPH-INDEC). El tema adquiere un especial interés en el contexto de la recuperación económica de los últimos años. Efectivamente, durante este período se contrajo la participación en la actividad económica de los jóvenes aun cuando el abandono educativo no siguió el mismo comportamiento.

2. Juventud, educación y trabajo: algunos antecedentes

La relación entre juventud, educación y trabajo ha sido estudiada con cierta intensidad en América Latina donde la deserción escolar y los problemas de empleo de los jóvenes son muy marcados. En esta región los adolescentes entre 12 y 17 años trepan a 69 millones de los cuales 11 millones se hayan excluidos del sistema educativo formal (D'Alessandre, 2010). A su vez, la proporción de jóvenes en tareas de baja productividad es muy elevada y tiende a incrementarse con las crisis (ILO, 2010). Aun cuando las probabilidades de que los jóvenes no estudien son superiores en las áreas rurales, donde los problemas de oferta educativa son más evidentes (Alcazar, Rendon y Wachtenheim 2001), el fenómeno es también relevante en las ciudades.

¹ Porcentaje de personas escolarizadas en un dado nivel educativo con edad escolar pertinente respecto del total de la población de ese grupo de edad.

² Comprende a aquellos jóvenes entre 15 y 18 años que no habían completado la escolarización media en el segundo trimestre de 2009 para el conjunto de aglomerados urbanos que cubre la Encuesta Permanente de Hogares (EPH-INDEC).

Las decisiones relativas a estudiar y/o trabajar están determinadas por un conjunto de características propias del individuo y de la familia como también del medio social en el que se encuentran. Su análisis se ha desarrollado para diversos países con resultados sistemáticos sobre ciertas variables.³ Existe coincidencia en señalar que la deserción escolar aumenta con la edad y que a su vez ésta última incide positivamente en la decisión de trabajar. Además, los varones suelen estar más expuestos tanto al abandono educativo como a incorporarse al mercado de trabajo. Algunas investigaciones han hallado que el mayor riesgo de deserción escolar de los hombres desaparece al controlar por logros educativos (Sapelli y Torche, 2004) o diferenciando por situación de pobreza del hogar (Cerrutti y Binstock, 2004). Las mujeres, por su parte, parecen destinar más tiempo a tareas domésticas que a las remuneradas (Contreras y Zapata, 2000; Paz, 2008). La influencia de la educación de los padres también ha mostrado ejercer alguna influencia: a mayor nivel educativo de aquellos aumentan las probabilidades de asistencia escolar de los hijos y disminuyen las de empleo. En general, se ha comprobado también que cuanto mayor es el ingreso per cápita del hogar la propensión al estudio es también más elevada. Sin embargo, la cuantificación de ese efecto es controversial. A su vez, cuantos más adultos estén presentes en el hogar es menos probable que los jóvenes trabajen. Otras evidencias indican que si el hogar dispone de agua y luz eléctrica y posee algunos bienes como televisión y teléfono, las posibilidades de que permanezca dentro del sistema educativo y fuera del mercado laboral son mayores (Ray y Lancaster, 2006).

Investigaciones centradas en las características de las sociedades latinoamericanas han enfatizado que entre los factores que explicarían la deserción escolar deberían considerarse también aspectos como la importancia de la educación formal en las expectativas de los jóvenes (Saraví, 2009). Se ha destacado que para ciertos grupos de jóvenes el sentido de la educación y el trabajo se ha transformado y debilitado al percibir que la educación secundaria es incapaz de generar una mejora en sus condiciones de vida y que la escuela se ubica lejos de su realidad (Martínez Morales et al, 2009).

Aunque con diferente énfasis, es posible concluir que existe cierto consenso en torno a la incidencia que ejercería la situación socioeconómica de los hogares sobre las trayectorias educativas y laborales de los jóvenes. Sin embargo, aspectos relacionados con el tipo de inserción laboral de los adultos, aun cuando están directamente vinculados con ella, no se han tratado con similar intensidad. La contribución de este trabajo se orienta en esa dirección.

3. Metodología

El modelo utilizado

El modelo probit bivariado (Greene, 2002) permite considerar que la decisión de estudiar no es independiente de la de trabajar y que ambas están determinadas por un entorno común de características observables (aquellas captadas por la EPH) e inobservables (aquellas que quedan fuera del alcance de la EPH). Para estimar el modelo se definieron dos variables dicotómicas: escolaridad y participación en la actividad económica. De esta manera, la variable escolaridad toma el valor 1 si el joven asiste y 0 si no lo hace. Por su parte, participación económica toma el valor 1 si el joven está dentro de la fuerza laboral, y 0 en caso contrario.

³ Puede consultarse Beyer, 1998; Bucheli y Casacuberta, 1998; Marchionni y Sosa Escudero (s/f); Contreras y Zapata, 2000; Filmus, 2003; Pastore, 2005; García Nuñez, 2006; Marchionni et al, 2007; Urueña et al, 2009; entre otros.

Resultan así cuatro situaciones posibles: aquellos jóvenes que solamente estudian, aquellos que solamente trabajan, los que trabajan y estudian y por último aquellos que no estudian ni trabajan. Cada uno de estos grupos puede ser investigado en función de sus determinantes.

La especificación general de un modelo de dos ecuaciones puede expresarse de la siguiente manera:

$$y_1^* = x_1' \beta_1 + \varepsilon_1, \quad y_1 = 1 \text{ si } y_1^* > 0, \quad 0 \text{ en los demás casos,}$$

$$y_2^* = x_2' \beta_2 + \varepsilon_2, \quad y_2 = 1 \text{ si } y_2^* > 0, \quad 0 \text{ en los demás casos,}$$

Donde:

- y_1^* es la brecha de utilidades entre asistir a la escuela y no hacerlo para el individuo i ;
- y_2^* es la brecha de utilidades entre trabajar –o buscar hacerlo– y no hacerlo para el individuo i ;
- Luego x' , β y ε se interpretan como en un modelo probit convencional.

Se supone además para la estimación del modelo que los errores siguen una distribución normal bivariada:

$$E[\varepsilon_1 | x_1, x_2] = E[\varepsilon_2 | x_1, x_2] = 0,$$

$$Var[\varepsilon_1 | x_1, x_2] = Var[\varepsilon_2 | x_1, x_2] = 1,$$

$$Cov[\varepsilon_1, \varepsilon_2 | x_1, x_2] = \rho.$$

La estimación conjunta de los parámetros de interés, esto es, los determinantes de la educación y la participación en el mercado laboral, a través de un modelo probit bivariado, tiene como ventaja una ganancia en eficiencia respecto de modelos univariados. Cabe destacar que los coeficientes estimados en este tipo de modelos, a través de sus signos indican la dirección del cambio pero no cuantifican directamente el incremento de la probabilidad, ante un cambio unitario de una dada variable independiente. Es por tal motivo que se requiere el cálculo de los efectos marginales, lo cual en el presente trabajo se realizará a través del cálculo de las elasticidades parciales.

Las variables consideradas

Se ha definido un vector de variables que reflejan atributos sociodemográficos de los jóvenes y por otro un conjunto de atributos que permiten caracterizar a los hogares. Las variables personales incluidas son la edad, el sexo y la posición que ocupan en el hogar. Esta última permite capturar aquellas situaciones en las cuáles los jóvenes no conviven con

sus padres. En todos los casos se trata de variables tipo dummy que asumen sólo dos valores 1 ó 0 de acuerdo al siguiente esquema:

Edad: tres variables dummy (16 años=1; 17 años=1 y 18 años=1). Categoría base: 15 años

Sexo: varón=1; mujer=0

Posición en el hogar: hijo=1; jefe, cónyuge, yerno, nuera y otros=0

Las variables que resumen las características de los hogares pueden a su vez ser clasificadas en dos grupos: aquellas que reflejan su situación socioeconómica y las que califican su composición en términos sociodemográficos.

Situación socioeconómica de los hogares:

Ingreso per cápita del hogar e Ingreso per cápita del hogar al cuadrado: variable continua

Educación del jefe de hogar: dos variables dummy (nivel educativo bajo =1; nivel educativo medio=1). Categoría base: educación superior

Presencia de miembros ocupados en empleos registrados en la seguridad social: presencia=1; ausencia =0

Situación sociodemográfica de los hogares:

Tamaño del hogar (cantidad de miembros): variable continua

Presencia de niños menores de 6 años: si=1; no=0

Hogar monoparental: si=1; no=0

El universo de análisis se compuso de la totalidad de los jóvenes con edades entre 15 y 18 años que no habían finalizado el nivel medio de educación. Ello permite concentrarse en aquellos individuos que teóricamente deberían estar cursando estudios secundarios. Por otra parte, se optó por no reducir el umbral mínimo de 15 años ya que ello ocasionaría que se incorporen en el análisis niños que se encuentran finalizando su escolarización básica en aquellas jurisdicciones donde el sistema se compone 9 grados –equivalente a igual cantidad de años–. Asimismo, los menores de 15 años muestran muy bajas tasas de actividad.

Dado que las estimaciones se han realizado para el conjunto de los aglomerados urbanos que cubre la Encuesta Permanente de Hogares (EPH-INDEC) se han incorporado variables de control para las distintas regiones estadísticas del país (Gran Buenos Aires, NOA, NEA, Cuyo, Pampeana y Patagonia).

4. Resultados

El porcentaje de jóvenes que no asistía a ningún establecimiento educativo osciló en torno al 16-18% entre 2004 y 2009 -sólo en 2007 este valor se ubicó en el 15%- (Ver Cuadro 1). A su vez, la tasa de participación económica de estos jóvenes, si bien también resultó algo volátil, se redujo en el mismo período (ver Cuadro 2).

Cuadro 1

Tasa de no asistencia escolar. Segundos trimestres 2004 - 2009.

Período	II-2004	II-2005	II-2006	II-2007	II-2008	II-2009
Total	16,9	16,6	17,6	15,1	17,6	18,3
Género						
Mujer	14,6	15,4	15,6	12,9	13,8	14,8
Hombre	19,3	17,8	19,3	17,3	21,1	21,6
Edad						
15	7,8	7,1	6,5	6,2	8,2	6,0
16	10,6	13,5	10,6	8,8	11,6	11,9
17	20,2	16,0	21,4	18,1	20,2	20,9
18	38,9	42,7	48,1	38,7	40,8	45,3
Grupos de ingreso						
30 % más bajo	21,1	21,1	23,1	18,8	20,3	24,0
40% medio	14,0	12,4	12,7	11,7	16,8	13,2
30% más rico	3,6	5,8	5,5	6,3	7,3	5,1
Tipo de hogar						
Con ambos cónyuges	14,7	15,6	15,6	14,1	16,3	16,0
Monoparental	23,1	19,6	22,6	18,0	21,9	24,0
Presencia de niños hasta 5 años						
No	13,2	12,9	13,2	11,6	14,4	13,4
Si	27,8	26,4	30,4	23,6	26,1	31,4
Educación del Jefe						
Baja	21,8	21,2	23,6	19,0	23,0	24,5
Media	6,7	7,6	6,5	9,3	10,4	7,9
Alta	4,1	3,3	2,4	4,5	1,8	4,6
Presencia de miembros ocupados en puestos de trabajo registrados						
No	20,9	20,6	23,5	20,5	22,4	25,6
Si	11,7	11,8	10,6	10,0	13,4	12,4

Fuente: Elaboración propia sobre datos de la EPH-INDEC

El Cuadro 1 permite constatar que los varones mostraron tasas de no asistencia superiores a las de las mujeres. Esta brecha se amplió a su vez hacia el final del período –llegó a cerca de 7 p.p. en 2009–. El abandono educativo también se vio incrementada con la edad de los jóvenes llegando prácticamente a duplicarse con cada año de incremento en la misma: mientras que en 2009 el porcentaje de los que no asistían a un establecimiento educativo fue 6% para aquellos con 15 años de edad, se ubicó en 45% para los que tenían 18 años. Se puede apreciar también que los jóvenes pertenecientes a los hogares ubicados en los deciles de más bajos ingresos –30% más pobre–, en familias en las que no residían ambos cónyuges –monoparentales–, con niños de hasta 5 años entre sus miembros y cuyos jefes tenían bajo nivel educativo –hasta secundario incompleto– mostraron tasas de no asistencia escolar sensiblemente superiores a las que exhibieron los adolescentes en hogares con características opuestas. Interesa notar también que cuando no había ningún integrante que se desempeñara en un puesto de trabajo protegido –registrado en la seguridad social– las tasas de no asistencia escolar se duplicaron.

El Cuadro 2 presenta similar estadística descriptiva pero con relación al grado de participación en el mercado de trabajo de este grupo. Puede constatar que a medida que se incrementaba la edad de los jóvenes, los varones y aquellos que residían en hogares con bajos ingresos, cuyos jefes tenían bajo nivel educativo, compuestos por sólo uno de los cónyuges y con niños menores de 6 años entre sus miembros mostraron mayores tasas de

actividad. El mismo resultado se pudo verificar cuando no había ningún adulto del hogar ocupado en un puesto registrado en la seguridad social.

Cuadro 2

Tasa de actividad. Segundos trimestres 2004 - 2009.

Período	II-2004	II-2005	II-2006	II-2007	II-2008	II-2009
Total	18,4	15,1	17,6	15,9	14,7	13,5
Género						
Mujer	13,9	10,3	11,1	10,0	10,3	9,9
Hombre	22,7	19,8	23,3	21,7	18,7	16,9
Edad						
15	6,4	4,3	6,8	6,8	5,6	2,1
16	13,9	10,5	11,3	10,6	9,5	7,1
17	21,1	17,6	22,2	19,0	17,5	18,0
18	42,9	40,8	44,5	37,6	35,7	35,8
Grupos de ingreso						
30 % más bajo	20,2	17,0	20,9	17,7	15,5	15,9
40% medio	18,0	13,7	14,8	14,7	14,4	11,0
30% más rico	9,0	9,1	9,6	10,1	11,7	9,0
Tipo de hogar						
Con ambos cónyuges	15,8	13,6	14,5	14,2	13,6	12,1
Monoparental	25,3	19,4	25,3	20,7	18,2	17,1
Presencia de niños hasta 5 años						
No	16,1	13,5	15,3	13,2	13,3	11,4
Si	25,0	19,3	24,2	22,4	18,4	19,1
Educación del Jefe						
Baja	23,0	18,5	22,1	18,5	18,6	17,1
Media	9,6	9,4	10,8	13,3	9,5	9,4
Alta	3,8	2,9	3,3	5,8	3,4	1,9
Presencia de miembros ocupados en puestos de trabajo registrados						
No	22,4	19,2	23,6	21,7	19,6	16,7
Si	13,1	10,0	10,5	10,3	10,5	10,9

Fuente: Elaboración propia sobre datos de la EPH-INDEC

En suma, el perfil de los adolescentes que abandonaron su escolarización resultó bastante similar al que exhibieron los que estaban trabajando o buscando hacerlo. No obstante, al relacionar la condición de actividad con la permanencia en el sistema educativo resaltan algunas diferencias. En el Cuadro 3 se puede verificar que el porcentaje de quienes no integraban la fuerza de trabajo –es decir que no trabajaban ni buscaban hacerlo- se ubicó en torno al 40% en 2004 y al 55% para 2009 para aquellos que habían interrumpido su escolarización. Este incremento de la inactividad económica, que no se vio acompañado de un aumento en la asistencia escolar, sugiere que un segmento de jóvenes estuvo expuesto a una doble exclusión, del mercado de trabajo y del sistema educativo. Los modelos de probabilidad permiten refinar esta interpretación.

Cuadro 3

Participación en la actividad económica y asistencia escolar.
Segundos trimestres 2004 - 2009.

	2004			2009		
	Inactivo	Activo	Total	Inactivo	Activo	Total
No asisten	42.8	57.2	100.0	54.6	45.4	100.0
Asisten	89.6	10.5	100.0	93.7	6.3	100.0
Total	81.6	18.4	100.0	86.5	13.5	100.0
	Inactivo	Activo	Total	Inactivo	Activo	Total
No asisten	8.9	52.7	16.9	11.5	61.6	18.3
Asisten	91.1	47.3	83.1	88.5	38.4	81.7
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	Inactivo	Activo		Inactivo	Activo	
No asisten	7.3%	9.7%		10.0%	8.3%	
Asisten	74.4%	8.7%		76.5%	5.2%	
Total			100.0%			100.0%

Fuente: Elaboración propia sobre datos de la EPH-INDEC

En lo que sigue se reseñan los resultados para cada una de las variables independientes consideradas:

Edad: Las probabilidades de abandono escolar y de integrar la fuerza de trabajo se incrementaron con la edad. Además, los elevados diferenciales entre los coeficientes de las variables *dummy* indican que por cada año adicional las probabilidades de permanecer en la inactividad y/o de asistir a la escuela media fueron cada vez más reducidas.

Sexo: Los varones exhibieron en forma sistemática para todo el período una probabilidad mayor de abandono del sistema educativo formal y de pertenecer a la fuerza de trabajo.

Educación del padre: La baja educación del padre ejerció un efecto positivo sobre la participación en la actividad económica de los jóvenes –en 2004 y 2009– y negativo sobre la asistencia escolar –en 2009–. Como era esperable, cuando el jefe había culminado la escolarización secundaria no se constató similar efecto negativo sobre la permanencia en el sistema educativo. Ello es compatible con la mayor valoración – y la disponibilidad de mayores recursos– que suelen exhibir las personas más educadas respecto de los beneficios de una escolarización más prolongada. En cuanto a la propensión a participar de la oferta laboral se observó un efecto positivo para los jóvenes residentes en hogares con jefes nivel educativo medio en 2009. Este resultado está en línea con lo ya comentado acerca del funcionamiento del mercado laboral que habría sido más permeable a la incorporación de aquellos individuos provenientes de hogares con mayor nivel educativo.

Tamaño del hogar: El tamaño del hogar no influyó sobre las probabilidades de permanencia en el sistema educativo aunque mostró tener algún efecto sobre positivo sobre la participación económica de los jóvenes. Este último resultado está en línea con la hipótesis que enfatiza el rol de los adolescentes como trabajadores adicionales de los hogares de menores recursos. De todas formas, como se podrá apreciar cuando se analicen las elasticidades, la escasa magnitud absoluta de este efecto relativiza, en todo caso, su rol como proveedores secundarios de ingresos.

Ingresos del hogar: Un mayor ingreso aumentó la probabilidad de formar parte de la oferta de trabajo en 2009 para los jóvenes y no ejerció influencia sobre la probabilidad de asistir en 2009 (aunque su efecto fue positivo en 2004). Al igual que cuando se analizó el tamaño del hogar, en el análisis de elasticidades se podrá comprobar el limitado impacto absoluto de esta variable.

Presencia de niños menores de 6 años: Los jóvenes que conviven con al menos un niño de hasta 5 años de edad mostraron mayor propensión al abandono educativo en ambos años y mayores probabilidades de integrar la población económicamente activa en 2004. La ausencia de significatividad en este coeficiente para 2009 está en línea con el aumento de la inactividad económica de los jóvenes ya comentada.

Hogar monoparental: Al igual que en el caso anterior, en los hogares monoparentales (que coinciden prácticamente con aquellos que tienen jefatura femenina) aumentaron las probabilidades de participación económica y de deserción del sistema educativo.

Posición en el hogar: Cuando los jóvenes residían con sus padres las probabilidades de asistencia escolar resultaron mayores en 2004. El abandono educativo se concentró así en jóvenes que eran cónyuges, nueras o yernos.

Presencia de miembros ocupados en empleos registrados en la seguridad social: Cuando el hogar disponía de algún integrante empleado en un puesto de trabajo protegido los jóvenes tuvieron mayores oportunidades de ser inactivos. Además, mostraron mayor probabilidad de permanecer en el sistema educativo en 2009.

Para aproximarse a la magnitud de los efectos recién enumerados es necesario proceder al cálculo de elasticidades ya que la magnitud de su efecto marginal no puede deducirse del tamaño de los coeficientes. En el Cuadro 5 se presentan estas estimaciones para los años 2004 y 2009 para aquellas variables que mostraron ser significativas en los modelos de probabilidad. Se han computado también los efectos de las mismas variables respecto de las probabilidades conjuntas de permanecer inactivo y haber abandonado la escolarización —es decir de la situación de no trabajo, no búsqueda y no estudio—. Estas últimas pueden asociarse a los determinantes del trabajo doméstico de los jóvenes.

Cuadro 4

Determinantes de la escolarización y de la participación económica.
Modelos probit bivariados. Segundos trimestres de 2004 y 2009.

	2004		2009	
	Asistencia a establecimiento educacional	Tiene empleo o busca trabajo	Asistencia a establecimiento educacional	Tiene empleo o busca trabajo
Varón	-0.296 (-3,47)**	0.439 (5,12)**	-0.272 (-3,32)**	0.315 (3,50)**
16 años	-0.227 (-1,83)	0.544 (3,70)**	-0.421 (-3,27)**	0.612 (4,44)**
17 años	-0.724 (-6,00)**	0.875 (6,03)**	-0.783 (-6,34)**	1.144 (9,77)**
18 años	-1.157 (-9,12)**	1.413 (9,34)**	-1.399 (-11,12)**	1.585 (13,00)**
Tamaño del hogar	-0.030 (-1,47)	0.048 (2,34)*	-0.028 (-1,39)	0.064 (2,92)**
Con niños hasta 5 años de edad	-0.442 (-4,39)**	0.335 (3,17)**	-0.461 (-4,64)**	0.192 (-1,69)
Hogar monoparental	-0.293 (-2,90)**	0.373 (4,00)**	-0.225 (-2,38)*	0.264 (2,69)**
Hijo	0.478 (4,04)**	-0.096 (-0,77)	0.210 (-1,87)	-0.004 (-0,04)
Jefe de baja educación	-0.493 (-1,88)	0.921 (4,07)**	-0.477 (-2,62)**	1.069 (4,33)**
Jefe de media educación	0.218 (-0,80)	0.327 (1,45)	0.141 (-0,69)	0.701 (3,03)**
Ingreso del hogar	0.001 (2,21)*	0.001 (1,62)	0.000 (1,54)	0.001 (3,14)**
Ingreso del hogar al cuadrado	0.000 (-1,15)	0.000 (-1,39)	0.000 (-2,23)*	0.000 (-1,77)
Con algún miembro registrado	0.162 (1,61)	-0.322 (-3,06)**	0.316 (3,61)**	-0.217 (-2,25)*
Control de regiones		Si		Si
Constante	1.475 (3,82)**	-3.050 (-8,61)**	1.907 (6,52)**	-3.837 (-10,30)**
rho		-0.606 **		-0.596 **
Observaciones		3016		3615

Estadísticas robustas, valor de Z en paréntesis.

* significativa al 5%; **significativa al 1%

Fuente: Elaboración propia sobre datos de la EPH-INDEC

Cuadro 5

Elasticidades (%). Segundos trimestres 2004 - 2009

Elasticidades	2004	2009	2004	2009	2004	2009
	Probabilidad de asistir		Probabilidad de trabajar		Probabilidad de no asistir y ser inactivo	
Varón	-0.056	-0.056	0.093	0.047	0.029	
16 años	-0.046	-0.097	0.131	0.112		
17 años	-0.167	-0.194	0.227	0.241	0.042	0.055
18 años	-0.323	-0.423	0.436	0.421	0.044	0.105
Tamaño del hogar			0.010	0.010		
Con niños hasta 5 años de edad	-0.096	-0.107	0.078		0.043	0.075
Hogar monoparental	-0.061	-0.049	0.087	0.043		
Hijo	0.112				-0.074	-0.039
Jefe de baja educación	-0.091		0.161	0.134		
Jefe de media educación					0.137	-0.057
Ingreso del hogar	0.000				0.000	0.000
Con algún miembro registrado	0.066		-0.066	-0.033	-0.042	

Fuente: Elaboración propia sobre datos de la EPH-INDEC

La probabilidad que enfrentaron los varones de asistir a un establecimiento educativo fue alrededor de un 5,6% inferior a la que exhibieron las mujeres. Esta brecha se mantuvo estable entre los extremos del período. En 2004, los adolescentes que tenían 16 años exhibieron un 5% menos de probabilidades de asistir a una escuela que aquellos con 15 años, valor que se incrementó sensiblemente para aquellos con 17 años y fue aun más elevado para los jóvenes de 18 años. Cabe destacar, además, que estos valores se vieron aumentados en 2009. Ello sugiere la perdurabilidad –e incremento– de las restricciones para la retención en –o el reingreso al– sistema educativo formal para aquellos jóvenes cercanos a la adultez.

La baja educación del jefe –que como se recordará incluye a aquellos que alcanzaron como máximo nivel educativo el secundario incompleto– redujo las probabilidades de asistencia educativa en 9% para 2009. Por su parte, la presencia de niños menores de 6 años en el hogar agregó otro 10% en la misma dirección y la ausencia de uno de los cónyuges entre un 6% y 5% para 2004 y 2009 respectivamente. Interesa contraponer estos resultados con el efecto nulo que mostró el nivel de ingreso del hogar en 2009 y positivo en 2004 aunque en valores absolutos despreciables. Por último, la presencia de miembros ocupados en puestos de trabajo registrados aumentó en un 7% las chances que tenían los jóvenes de permanecer dentro del sistema educativo en 2009.

Centrando la atención en los efectos de estas variables sobre la probabilidad de integrar la oferta laboral se destacan algunos comportamientos complementarios a los anteriores. Por ejemplo, los varones mostraron que sus probabilidades fueron superiores a las de mujeres. No obstante, éstas disminuyeron del 9% al 5% entre 2004 y 2009. Cada año de incremento en la edad estuvo asociado a mayores probabilidades de participar en la actividad económica.

La baja educación del jefe de hogar incidió positivamente sobre las probabilidades que mostraron los jóvenes de integrar la fuerza laboral. Sin embargo, es un dato relevante que esta incidencia se haya reducido del 16% al 13% entre 2004 y 2009. En sintonía con ello se redujeron también los efectos de otras dos características de los hogares asociadas a la baja educación de los miembros adultos de las familias. Así, se puede verificar que la ausencia de uno de los cónyuges redujo esas probabilidades del 9% al 4% entre puntas del quinquenio, mientras que la presencia de niños menores de 6 años dejó de ser significativa en 2009. Estos comportamientos reflejan cierta retracción o exclusión del mercado de trabajo para los jóvenes de los hogares de más bajos recursos. De hecho, cabe enfatizar que no hubo diferencias en 2009 entre las probabilidades de formar parte de la PEA para los adolescentes provenientes de hogares con jefe de bajo nivel educativo respecto de aquellos hogares cuyos jefes habían finalizado la escolarización secundaria.

Finalmente cabe remarcar que los jóvenes provenientes de hogares con algún miembro ocupado en un puesto de trabajo registrado mostraron una menor propensión a estar económicamente activos –un 6,8% en 2004 y 3,2% en 2009–. Nuevamente, cabe interpretar esta reducción como indicio de mejores oportunidades laborales para los adolescentes provenientes de estos hogares.

Las probabilidades conjuntas de permanecer inactivo y fuera del sistema educativo se incrementaron con la edad aunque no fueron significativas para los jóvenes de 16 años. Este riesgo resultó también superior en 2,9% para los varones en 2009 y en ambos años para aquellos que residían en hogares con presencia de niños –incrementándose del 4,3% al 7,5% entre puntas del período respectivamente–. Esta última evidencia reafirma la incidencia del trabajo en el hogar que despliegan muchos adolescentes en Argentina. Cabe enfatizar que si en el hogar residía algún ocupado registrado en la seguridad social esta probabilidad se reducía 4,2% en 2009 y 5,7% si el jefe de hogar tenía nivel educativo medio. También puede apreciarse que los jóvenes que no residían con sus padres tenían menores probabilidades de revestir en esa categoría.

5. Consideraciones finales

En el quinquenio 2004-2009 se verificó en Argentina un aumento de la inactividad económica de los adolescentes pero no así un incremento en la tasa de asistencia educativa de ese grupo de población.

La evidencia presentada en este documento indica que los varones, los que se encontraban más cerca de la adultez y aquellos que no residían con sus padres tuvieron menores probabilidades de perseverar en la escuela y fueron más proclives a participar en el mercado laboral. Asimismo, se constató que los jóvenes pertenecientes a familias de bajos recursos –monoparentales, con mayor cantidad de miembros, con niños pequeños entre sus integrantes y cuyos jefes tenían bajo nivel educativo– estuvieron más expuestos al abandono escolar. Se comprobó también una limitada incidencia del ingreso del hogar –de signo positivo pero de exigua relevancia en valores absolutos– sobre la probabilidad de escolarización.

Los adolescentes residentes en los hogares de menores recursos estuvieron más expuestos a participar en la actividad económica, sin embargo, estas probabilidades disminuyeron entre 2004 y 2009. Ello refleja que se acrecentaron las dificultades que tuvieron que afrontar para el acceso al mercado laboral. Ello es consistente con el hecho de que, a nivel agregado, los individuos con mayor nivel educativo –secundario completo– fueron los que más se beneficiaron de las incrementadas oportunidades de empleo durante el período bajo

análisis. Téngase en cuenta que los asalariados de este nivel educativo incrementaron su volumen en un 38% entre 2004 y 2009 mientras que los que no habían finalizado la escolarización media lo hicieron sólo en 15,7% (valor que en realidad ya se había alcanzado en 2007). Una evolución análoga se constató respecto del acceso a los puestos de trabajo registrados en la seguridad social.

Un resultado que merece ser subrayado es el efecto asociado a la presencia de un integrante del hogar ocupado en puesto de trabajo protegido. Esta característica se mostró positivamente relacionada con una mayor probabilidad de permanecer en el sistema de educación formal en 2009. Asimismo, tuvo un efecto negativo sobre la propensión a trabajar o buscar trabajo –en 2004 y 2009– y también sobre la condición simultánea de no asistir y estar económicamente inactivo –en 2009–. Las razones de tal comportamiento pueden hallarse en la mejora en la estabilidad del flujo de ingresos que recibe un hogar cuando uno de sus miembros dispone de un empleo registrado. Precisamente, la previsibilidad acerca de los ingresos futuros produce una mejor organización de los presupuestos de las familias y alienta la toma de compromisos de más largo plazo que en contextos de incertidumbre y precariedad laboral son más difíciles de afrontar.

6. Referencias bibliográficas

- ALCAZAR, L; RENDON, S. y WACHENHEIM, E. (2001): *“Trabajando y estudiando en América Latina Rural: Decisiones críticas de la adolescencia”*. Documento de trabajo N°3. Lima: Instituto Apoyo.
- BEYER, H. (1998): *“¿Desempleo Juvenil o un problema de deserción escolar?”* Estudios Públicos, 71.
- BUCHELI, M. y CASACUBERTA, C. (1998): *“Asistencia escolar y participación en el mercado de trabajo de los adolescentes en Uruguay”*. Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República. Montevideo, Uruguay.
- CERRUTTI, M. y BINSTOCK G. (2004): *“Camino a la exclusión: Determinantes del abandono escolar en el nivel medio en la Argentina”*, ponencia ALAP
- CONTRERAS, D. y ZAPATA, D. (2004): *“Child labor in Bolivia: schooling, gender and ethnic groups”*. Departamento de Economía. Universidad de Chile
- D’ALESSANDRE, V. (2010): *“Adolescentes que no estudian ni trabajan en América Latina”*. Cuaderno 04, Buenos Aires: SITEAL
- FILMUS D., MIRANDA A. y ZELARAYAN J. (2003): *“La transición entre la escuela secundaria y el empleo: los recorridos de los jóvenes en el Gran Buenos Aires”*, Estudios del Trabajo N° 26, Buenos Aires.
- FRANKE, S. (2003): *“Studying and working: The busy lives of students with paid employment”*, Statistics Canada — Catalogue No. 11-008 SPRING 2003.
- GARCÍA NÚÑEZ, L. (2006): *“Oferta de Trabajo Infantil y el Trabajo en los quehaceres del hogar”*. Departamento de Economía. Pontificia Universidad Católica del Perú.
- GREEN, W. H. (2003): *“Econometric Analysis”* Fifth edition. Prentice Hall.
- ILO (2010): *“Global Employment Trends for Youth: special issue on the impact of the global economic crisis on youth”*, Geneva: ILO
- MARCHIONNI, M; SOSA ESCUDERO, W. (s/f): *“Los determinantes de la decisión de escolarización”*. Maestría en Finanzas Públicas Provinciales y Municipales.
- MARCHIONNI, M., BET G. y PACHECO A. (2007): *“Empleo, Educación y Entorno Social de los Jóvenes: Una Nueva Fuente de Información”*. Documento de trabajo nro 61, CEDLAS.
- MARTÍNEZ MORALES, J., FERNÁNDEZ DOMÍNGUEZ, A., HERNÁNDEZ ARCE, J., HERNÁNDEZ ARAGON, J., DESTINOBLES ARMAND, A., SERRANO CAMARENA, F. (2009): *“Revisión de Aspectos Teóricos sobre la Problemática de la Deserción Escolar”*. Cuadernos de Educación y Desarrollo. Vol 1, N° 8
- PASTORE, F. (2005): *“To Study or to Work?. Education and labour market participation of Young People in Poland”*, Seconda Università di Napoli and IZA

- PAZ, J. (2008): *“Cambios en el ingreso del hogar y sus efectos sobre la escolaridad de menores (Argentina 1995-2003)”*. Documento de Trabajo del IELDE. Universidad Nacional de Salta, Salta. Año: 2008 n.2 p.1-44.
- RAY, R. y LANCASTER, G. (2006): *“Efectos del trabajo infantil en la escolaridad. Estudio plurinacional”*, Revista Internacional del Trabajo, vol. 124 (2005), núm. 2.
- SAPELLI, C. y TORCHE, A. (2004): *“Deserción Escolar y Trabajo Juvenil: ¿Dos caras de una misma decisión?”*. Cuadernos de Economía, Vol. 41.
- SARAVÍ, G. (2009): *“Juventud y sentidos de pertenencia en América Latina: causas y riesgos de la fragmentación social”*. Revista CEPAL N° 98.
- URUEÑA ABADÍA, S., TOVAR CUEVAS, L., CASTILLO CAICEDO, M., (2009): *“Determinantes del trabajo infantil y la escolaridad: el caso del Valle del Cauca en Colombia”*. Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud.