

IX jornadas de Investigación
de la Facultad de **Ciencias Sociales**

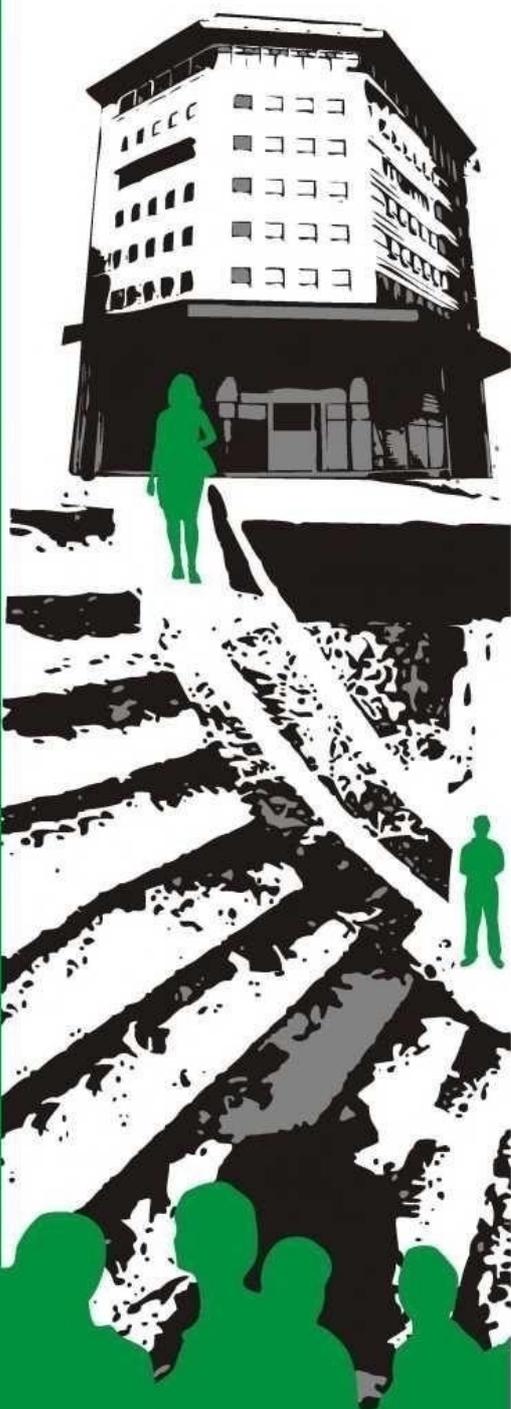
Los Dilemas del Estado

Reformas | Largo plazo | Intervención

13 al 15 setiembre de 2010

Asistencia a
instituciones
educativas y
actividad laboral de
los adolescentes en
Uruguay, 1986-2008

Carlos Casacuberta
Marisa Bucheli



¹Asistencia a instituciones educativas y actividad laboral de los adolescentes en Uruguay, 1986-2008 ²

Carlos Casacuberta y Marisa Bucheli

El abandono escolar y el desempeño de los jóvenes en el sistema educativo han estado en el centro de los debates públicos en Uruguay desde hace al menos dos décadas. Los logros en el sistema educativo son una pieza fundamental en la construcción de capacidades de las generaciones más jóvenes. Por eso, desde una visión global del futuro del país, las mejoras en la educación son vistas como necesarias para transitar un proceso de desarrollo. A su vez, desde el punto de vista individual, la buena calidad educativa tiene un impacto positivo en la trayectoria de vida laboral en términos de ingresos, ocupación, etc.

Un factor crítico en el proceso de adquisición de capacidades es la efectividad del sistema de enseñanza para retener a los alumnos y hacer cumplir al menos el mínimo escolar obligatorio de nueve años lectivos. A pesar de la importancia desde el lado de la oferta educativa, son pocos los antecedentes en la literatura económica uruguaya que analizan el abandono escolar en función de sus características. En cambio, varios trabajos hacen hincapié en un segundo factor: el conjunto de recursos que sustentan al niño y adolescente durante su etapa de estudiante. Si los recursos del hogar son bajos, el joven tenderá a buscar un empleo y disminuir el tiempo dedicado a estudiar. Evidencia sobre este factor ha sido señalada por Bucheli y Casacuberta (2000), Filgueira et al (2001) y Furtado (2004), entre otros.

Adicionalmente, dichos trabajos analizan el efecto de diferentes características personales o de la familia. Entre los principales resultados, cabe mencionar que la desafiliación es más temprana para los varones que las mujeres, para los repetidores de años escolares y para quienes viven en pareja.

Otro aspecto de interés es el análisis de los cambios en la retención escolar. En un contexto en que durante el último siglo el nivel educativo de cada nueva generación es más elevado, se puede esperar que la deserción en la adolescencia caiga a medida que ingresan al liceo generaciones más jóvenes. Sin embargo, Bucheli et al, (2000) no encuentran una mejora generacional de la retención en la adolescencia al analizar a los nacidos en la década de los setenta. En cambio, Furtado (2004) encuentra diferencias entre los nacidos durante 1972-82 y los nacidos en el período 1983-89. En efecto, analiza su comportamiento entre los 12 y 19 años de edad, y concluye que, para cada año de educación terminado, el riesgo de deserción (entendido como abandonar el sistema con menos niveles educativos incorporados) es menor para las generaciones nacidas en los años ochenta. Al intentar explicar esta mejora intergeneracional, Furtado sugiere que puede formar parte del proceso de aumento de los niveles educativos de largo plazo, pero no descarta que sea producto de la reforma educativa de mediados de los años noventa.

Además del enfoque generacional y de cambios de política, al menos parte de las variaciones en la retención escolar podrían en principio explicarse por el ciclo económico. La teoría económica brinda dos explicaciones sobre su efecto en el comportamiento de los más jóvenes. Ante una recesión, la pérdida de empleo (y de salarios) de los adultos del hogar incentiva la incorporación al mercado de trabajo de los jóvenes, que (eventualmente) abandonan los estudios. Si la recesión económica se prolonga y profundiza, los problemas económicos del hogar pueden ser aun mayores, pero el mercado laboral no proporciona una solución dando empleo a los jóvenes. Por lo tanto, estos pueden verse incentivados a invertir en educación mientras esperan que la situación de la economía se revierta. Así, en una época de auge en que es posible para un joven encontrar un buen salario en el mercado, la opción de abandonar los estudios es más atractiva que en una crisis.

En suma, los desempeños de un individuo perteneciente a una generación dada responden a un conjunto de factores individuales y familiares, así como generales del mercado de trabajo, del conjunto de la

¹ Se agradece la colaboración de Cecilia González en la construcción de las bases de datos.

² Trabajo presentado en las IX Jornadas de Investigación de la Facultad de Ciencias Sociales, UdelaR, Montevideo, 13-15 de setiembre de 2010

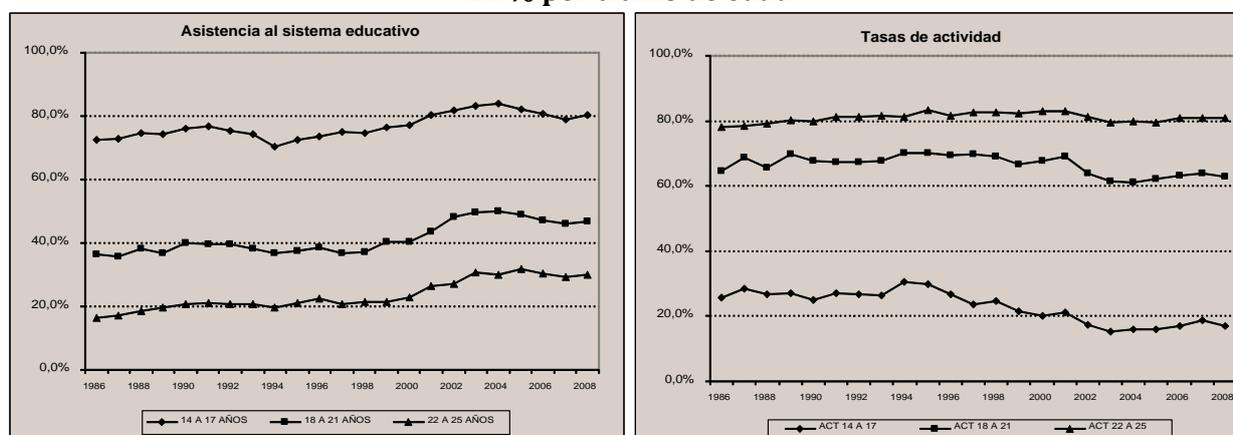
economía y del sistema educativo. En este contexto, el objetivo del presente trabajo es brindar nueva evidencia sobre el comportamiento de los adolescentes, utilizando información aportada por las ECH para el período 1986-2008. En el primer apartado presentamos la evolución de la asistencia a centros de educación y de su situación en relación al mercado de trabajo, para las personas de 14 a 25 años de edad. En el apartado 2, utilizamos la misma información para presentar el comportamiento de las distintas generaciones nacidas entre 1972 y 1992 a lo largo de dichos tramos de edades. Finalmente en el apartado 3 utilizamos los datos del año 2008 para analizar con mayor profundidad la decisión de los adolescentes de abandonar el sistema educativo e ingresar al mercado de trabajo.

1. ASISTENCIA ESCOLAR Y PARTICIPACIÓN LABORAL DE LOS ADOLESCENTES, 1986-2008

Nuestro trabajo se centra en el tramo etario entre 14 y 17 años, que está asociado a la culminación de la educación media superior. Para presentar la evolución de la asistencia escolar y la participación laboral, comparamos este grupo con jóvenes en los tramos de 18 a 21 y de 22 a 25 años de edad, que están en etapas de la vida vinculadas a los inicios y la culminación del tránsito por el ciclo terciario respectivamente.³ Obviamente, el rezago escolar hace que un grupo importante de asistentes no esté cursando los ciclos previstos.

En el gráfico 1 presentamos el porcentaje de asistentes y la tasa de actividad en cada tramo de edad para el período 1986-2008. Estas curvas ilustran los cambios generacionales de largo plazo y los comportamientos habituales del ciclo de vida señalados en varios antecedentes sobre Uruguay⁴.

Gráfico 1
Asistencia al sistema educativo y participación en la población económicamente activa
En % por tramo de edad



Así, el crecimiento intergeneracional del nivel educativo está ilustrado por la tendencia creciente de la asistencia al sistema educativo de los tres grupos de edad. A pesar del crecimiento secular de la asistencia, para el grupo de 14 a 17 años, su variación en el período es pequeña (8 puntos porcentuales), ilustrando los problemas de retención escolar de los adolescentes.

Aunque a efectos de la claridad de las gráficas omitimos una desagregación por sexo, los datos muestran que la tendencia creciente de la asistencia se da tanto para hombres como para mujeres, siendo en estos últimos años, mayor para estas últimas. Se tiene así que para el grupo de 22 a 25 años, el porcentaje de asistentes era similar para ambos sexos a mediados de la década de los ochenta. Pero durante el 2000, la asistencia femenina es algunos puntos porcentuales mayor que la masculina, lo que concuerda con la importante feminización en la matrícula en el nivel medio y superior.

³ Para la comparabilidad de los datos se eliminan las localidades menores de 5.000 habitantes.

⁴ Véase por ejemplo Bucheli, Vigorito y Miles (2000)

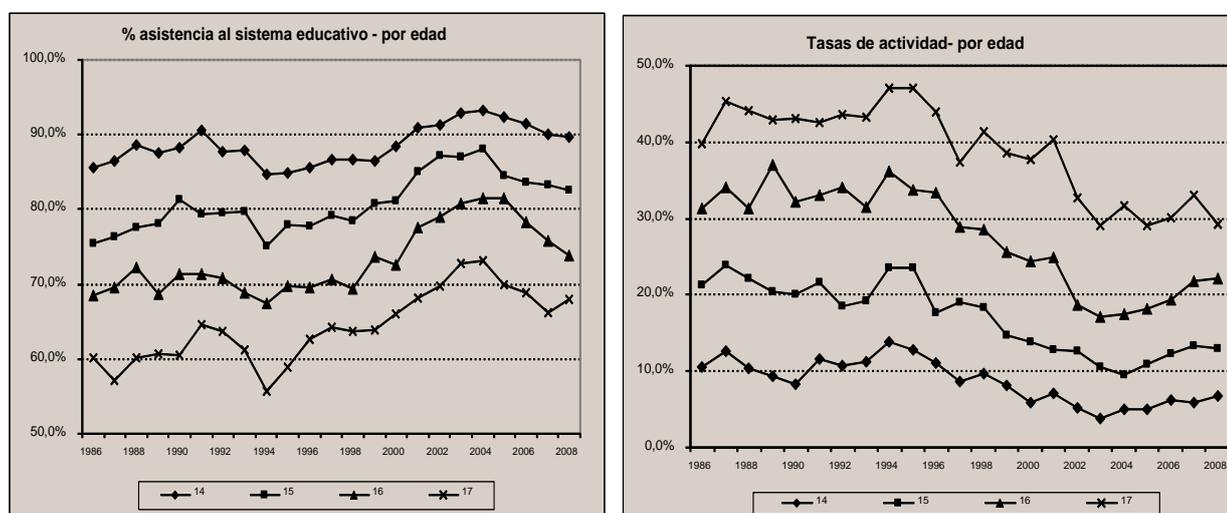
Para los adolescentes de 14 a 17 años, esta prolongación de los estudios está asociada a una menor intensidad de incorporación al mercado de trabajo. En efecto, la tasa de actividad presenta una tendencia decreciente de largo plazo, que parece detenerse en el año 2002. En este mismo año, también se detiene el crecimiento de su tasa de asistencia, por lo que la evolución de estos indicadores parece tener una correlación estrecha (en forma de espejo).

Para los mayores de 17 años, el crecimiento de la asistencia es aún más notorio, y se da particularmente después de 1999. Parece existir también una relación inversa entre la asistencia y la actividad laboral para el grupo de 18 a 22 años, pero no se observa para los mayores. Esto ilustra que la prolongación de los estudios a nivel terciario se realiza simultáneamente a la participación en el mercado de trabajo.

La forma de las curvas puede tener también una lectura en que la evolución es atribuible al desempeño económico. Obsérvese que la actividad cayó entre 1999 y 2003, comenzando la recuperación en el año 2004. Así, al analizar la primera década de 2000, al menos parte del crecimiento de la asistencia y su posterior estancamiento y caída podrían ser atribuibles a los cambios del contexto macroeconómico.

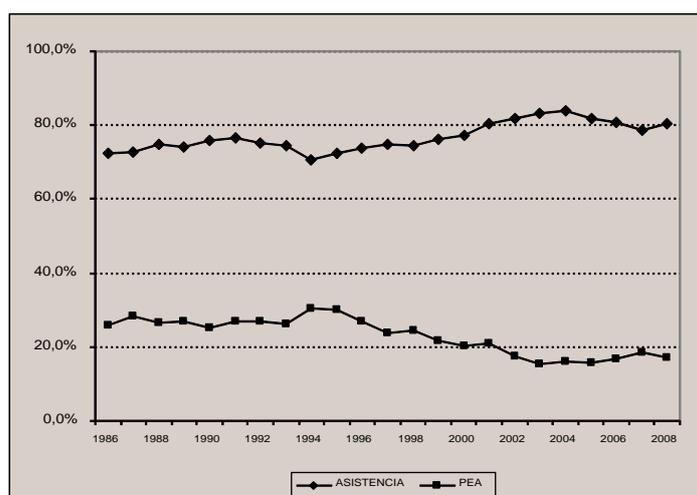
Para describir más claramente la situación de los adolescentes en el contexto de este argumento, en el gráfico 2 se presentan las tasas de asistencia al sistema educativo y de actividad por edades simples. Las curvas son paralelas y en el período reciente, la caída de la tasa de asistencia e incremento de la tasa de actividad afecta a todas las edades. Esto sugiere que el efecto de cada año es relevante, y que la decisión de estudios e inserción laboral de los adolescentes ha estado influida por la situación macroeconómica.

Gráfico 2
Asistencia al sistema educativo y participación en la población económicamente activa
En % por edad



A su vez, en el gráfico 3 presentamos las tasas de asistencia escolar y participación laboral de los adolescentes de 14 a 17 años. Ellas muestran que en este tramo existe una fuerte relación entre asistir al sistema educativo y la actividad laboral, lo que a su vez sugiere el vínculo con el estado del mercado de trabajo.

Gráfico 3
Asistencia al sistema educativo y participación en la población económicamente activa
14 a 17 años de edad, en %



El gráfico 3 refleja claramente que para los jóvenes entre 14 y 17 años de edad la decisión trabajar/estudiar se realiza conjuntamente, y que por lo tanto el estado del mercado laboral tiene que ser tomado en cuenta al evaluar el desempeño de los adolescentes en cuanto a la capacidad de mantenerse en el sistema educativo. Esto sugiere la posibilidad de corregir o controlar los resultados observados en cuanto a la afiliación al sistema educativo de los jóvenes por aquellos factores que dan cuenta del estado del mercado de trabajo. El gráfico de la tasa de empleo y de la tasa de asistencia tienen exactamente la misma relación: cuando decrece el empleo de los jóvenes se incrementa la asistencia escolar.

2. EFECTO COHORTE Y EFECTO CICLO DE VIDA

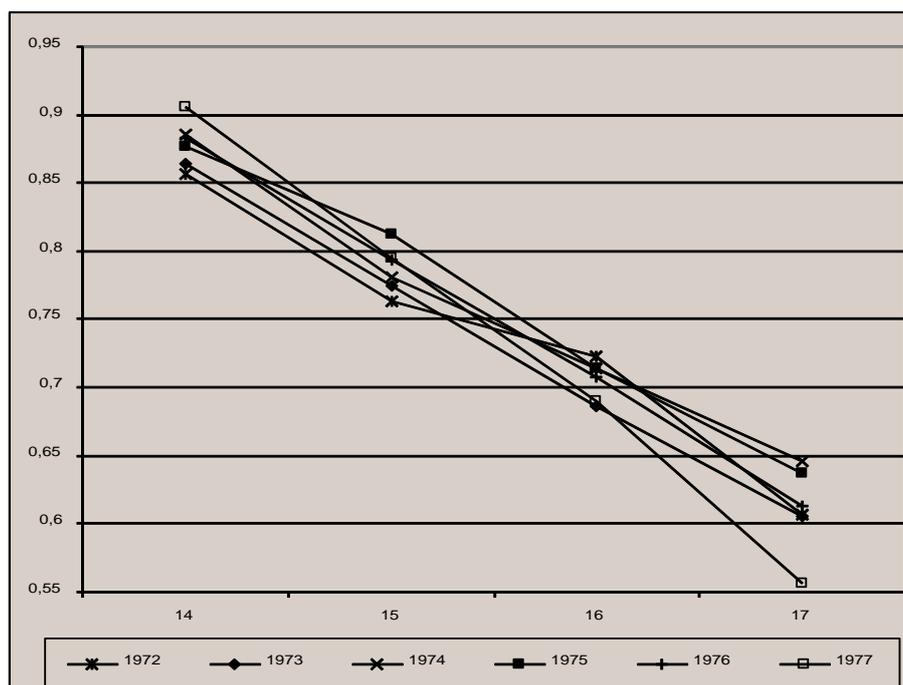
En los datos de un año, las diferencias en el comportamiento de personas de distintas edades pueden atribuirse a su edad o a la generación a la que pertenecen. Existe así lo que se denomina un efecto del ciclo de vida, que por ejemplo, induce a las personas a dejar el sistema educativo a medida que crecen, y un efecto cohorte que implica por ejemplo, que a la misma edad, una generación presente mayor proporción de asistentes que otra más vieja. Estos dos efectos no son distinguibles con la información de la encuesta de un año, ya que las personas de diferentes generaciones son observadas a diferente edad. Pero utilizando los datos de 20 años de encuestas, es posible construir la trayectoria de diferentes generaciones recordando que cada generación tiene un año más de vida en la encuesta del año siguiente. Así por ejemplo, la generación nacida en 1972 tenía 14 años en 1986 y 17 años en 1989, mientras que la generación nacida en 1982 tenía 14 años en 1996 y 17 años en 1999. Por lo tanto, es posible reconstruir la trayectoria de ciclo de vida promedio de cada una de esas generaciones utilizando la información de diferentes encuestas.⁵

Para ilustrar el porcentaje de asistentes al sistema educativo de diferentes generaciones entre los 14 y 17 años de edad se ha optado por usar tres gráficos. En el eje horizontal se muestra la edad y en el eje vertical medimos el porcentaje de los individuos de la generación que asiste al sistema educativo. Los gráficos muestran subgrupos de cohortes contiguas para mejorar la visibilidad de los gráficos y mostrar los cambios en el comportamiento de manera más clara. A lo largo de cada una de las curvas vemos el comportamiento según la edad de la cohorte. Distintos efectos confluyen para determinar los valores observados. Uno de ellos es un efecto temporal: en cada año la totalidad de las cohortes está sometida a influencias comunes, que surgen de la situación general del país, del mercado de trabajo, sistema educativo, etc. Los efectos de interés en nuestro estudio son sin embargo, los efectos ciclo de vida y cohorte, ya mencionados. El primero se refleja en la pendiente negativa de las curvas para cada generación, que surge de que la asistencia escolar decrece con la edad como resultado de la culminación del ciclo y de la desafiliación con ciclos incompletos. El efecto cohorte se percibe en la distancia entre las curvas de distintas generaciones: las generaciones sucesivas pueden mostrar desempeños diferentes, por lo que a la misma edad las curvas pasarían a distinta altura.

⁵ Los datos reciben el nombre de pseudo-cohortes.

El gráfico 4 muestra las trayectorias para las cohortes nacidas entre 1972 y 1977. Sus tasas de asistencia al sistema educativo en las distintas edades tienen niveles cercanos. Las estimaciones puntuales tienen asociado un error estándar y un intervalo de confianza. Por ejemplo, la tasa de asistencia a los 14 de la generación 1972 (85,6%) está estimada con 1.136 observaciones, y el intervalo de confianza al 95% es [83,6, 87,6]⁶. En este sentido los intervalos de confianza para los niveles de asistencia entre generaciones sucesivas tienden a solaparse y por tanto las diferencias no son estadísticamente significativas, no observándose un patrón claro de variación en los niveles de asistencia entre generaciones.

Gráfico 4.
Asistencia al sistema educativo por cohorte según edad
Cohortes 1972-1977



El gráfico 5 muestra el único grupo de cohortes en que parece observarse un cambio en la retención del sistema educativo. Entre las cohortes nacidas entre 1983 y 1987 parece haber mayor retención que para las nacidas entre 1979 y 1982. Además, al interior de los nacidos entre 1983 y 1987 parece haber un aumento de la asistencia cuanto más reciente es la generación. Las diferencias siguen sin ser significativas entre generaciones cercanas, pero sí lo son por ejemplo, entre generaciones separadas por lapsos más largos como por ejemplo, las nacidas en 1981 y 1987. A su vez, las cohortes más recientes presentan un comportamiento similar a las generaciones nacidas en 1987 (gráfico 6).

El grupo de generaciones para las que se observa mayor retención son las afectadas por la crisis de 2002 ya que ese año, los nacidos entre 1985 y 1987 tienen entre 15 y 17 años de edad. Puede interpretarse que las condiciones económicas son las responsables de este comportamiento. Esto es particularmente interesante porque estaríamos ante una situación en que la crisis no solamente produce efectos pasajeros sino que induce modificaciones que afectan además, el futuro de las personas, que pueden tomar decisiones con efectos irreversibles. Paradojalmente, en este caso se trata de una situación económica adversa que tiene el efecto positivo de provocar un crecimiento en la inversión educativa.

⁶ Si la proporción estimada es \hat{p} , el intervalo de confianza al 95% se calcula como $\hat{p} \pm \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}} \cdot 1,96$

Gráfico 5
Asistencia al sistema educativo por cohorte según edad
Cohortes 1979-1987

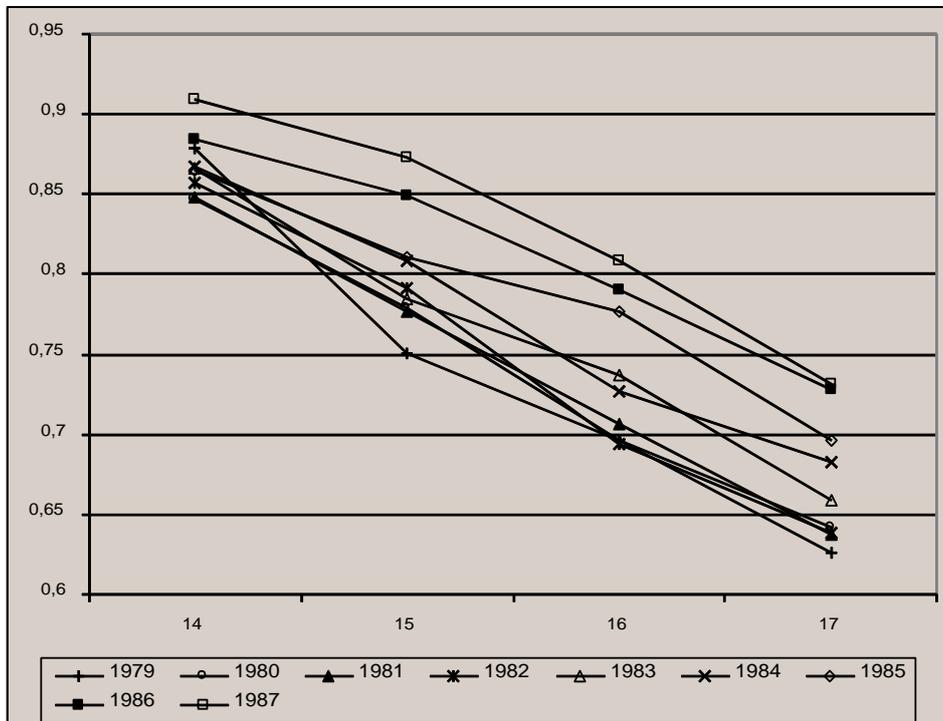
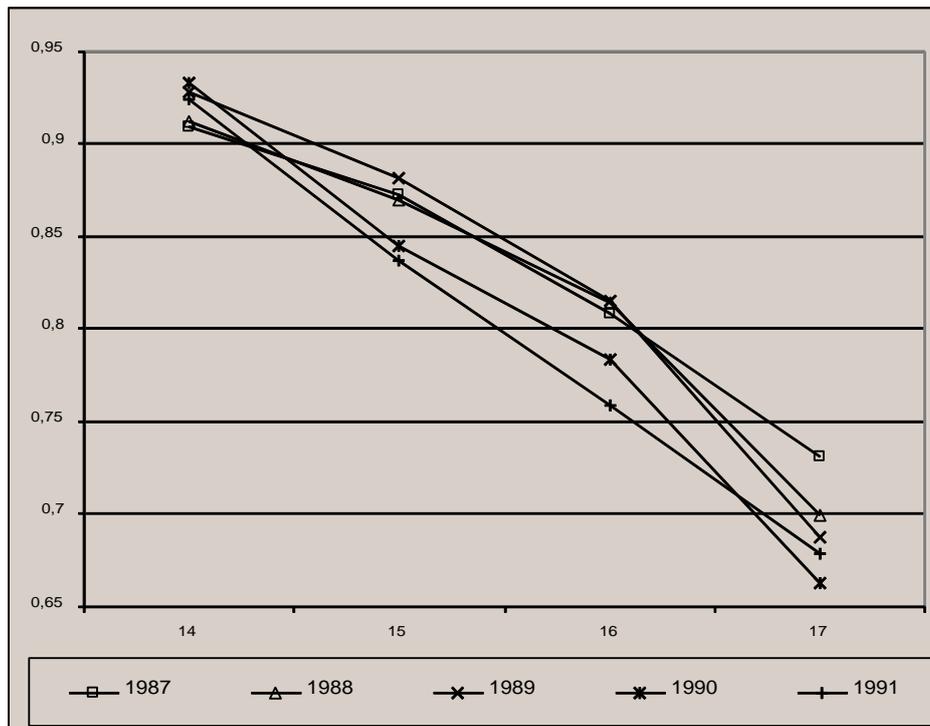


Gráfico 6
Asistencia al sistema educativo por cohorte según edad
Cohortes 1987-1991



En síntesis, los gráficos no muestran un patrón indicativo de un efecto generacional sistemático. Una

manera simple, aunque más rigurosa de mostrarlo es estimar un modelo cuyas características se presentan en el Apéndice. Los resultados indican que el efecto cohorte no es significativamente diferente de cero. En cuanto al efecto de ciclo de vida, en promedio cada año de edad adicional hace caer la probabilidad de asistir en ocho puntos.

Con respecto a las tasas de actividad laboral (cuyos gráficos se muestran en el Apéndice), el patrón es parecido. Nuevamente para las generaciones nacidas entre 1972 y 1979 no hay un efecto cohorte. Pero se observa una caída en la tasa de actividad de las cohortes que presentan mayor retención escolar.

3. ASPECTOS METODOLÓGICOS

Estamos interesados en abordar el análisis de la asistencia escolar y participación laboral, considerando que se trata de dos decisiones que se toman simultáneamente, ya que las horas de estudio compiten con el trabajo, y este con estudiar.⁷ Incluso, algunos modelos subrayan la confluencia de tres procesos que se desenvuelven conjuntamente durante la etapa de juventud: el proceso de adquisición de capacidades en el sistema educativo, el proceso de inserción en el mercado de trabajo y el proceso de salida del hogar de origen creando un nuevo hogar. Pero en Uruguay, este último tránsito se vuelve intenso luego de las edades que nos ocupan, por lo que nos limitaremos a estudiar la decisión estudiar-trabajar. Nuestra muestra no incluirá a los adolescentes que son jefes o cónyuges del jefe de hogar. En el año 2008, menos del 1% de los adolescentes de 14 a 17 años era jefe o cónyuge del hogar, mientras que 89% era hijo del jefe y/o cónyuge.

Nuestra estrategia empírica consiste en estimar la asistencia escolar y la participación en la PEA como una decisión que depende de las características de los adolescentes, de sus hogares y de las condiciones generales del mercado de trabajo y de la economía. Para ello usamos una especificación prohibitiva bivariable que se adapta a una decisión que involucra dos elecciones no independientes. Los detalles de la estimación se encuentran en el apéndice. Por este procedimiento se obtiene una estimación del impacto cuantitativo en la probabilidad de asistencia al sistema educativo y de participación en la PEA de un cambio en cada una de las variables independientes.

Para la estimación utilizamos la ECH relevada por el INE en el año 2008. Las variables explicativas del modelo pueden clasificarse en tres grupos. El primero de ellos representa el conjunto de las condiciones individuales del joven. En primer lugar, consideramos la edad y los años de educación obtenidos, los que en conjunto permiten además una interpretación del efecto de la extraedad. Los signos esperados del efecto de estas variables son “positivo” para los años de educación y “negativo” para la edad (y “negativo” por tanto para el rezago). Incluimos además una variable ficticia que toma el valor 1 para las mujeres y cero para los hombres. La encuesta informa también sobre ascendencia racial. A partir de esta información construimos una variable ficticia raza negra, que toma el valor 1 cuando el individuo declara ascendencia racial negra, ya sea como única ascendencia o como la principal si tiene más de una, y cero en otro caso.

Agregamos asimismo una variable ficticia que describe la condición de ser padre o madre de un hijo. Apenas 1,5% de los jóvenes entre 14 y 17 declara haber tenido un hijo, y de ellos, casi 85% son mujeres. Gerstenblüth et al (2009) encuentran que la maternidad adolescente tiene un impacto significativo y negativo en la probabilidad de completar el ciclo básico de enseñanza media. Esto nos sugiere interactuar esta variable con el sexo del individuo en busca de un posible efecto diferenciado, más allá del efecto separado del sexo y la condición de haber tenido un hijo.

El segundo conjunto de variables describe la conformación del hogar, sus características y el nivel socioeconómico. La presencia del padre en el hogar fue representada por una variable que toma valor 1 cuando está y 0 cuando no lo está. Análogamente, construimos una variable que refleja la presencia de la madre en el hogar. Con respecto al clima educativo, incluimos una variable ficticia que vale 1 cuando el promedio de años de educación de los integrantes del hogar mayores de 24 años es 9 o más. A su vez incluimos una variable ficticia que tomó el valor 1 cuando se trataba de un hogar extendido, es decir, cuando el adolescente vivía con su padre y/o madre, y con otros parientes o no parientes. Además, para recoger los recursos económicos disponibles, consideramos el logaritmo del ingreso per cápita del hogar excluyendo los

⁷ Este tipo de modelos es presentado en una revisión de estudios sobre el tema realizada por Ryan (2001).

ingresos laborales del joven, así como un índice de privación basado en la existencia en el hogar de un conjunto de activos, que toma valores entre cero (presencia de todos los elementos) y uno (ausencia total).⁸ Esta segunda variable es menos volátil que la primera, por lo que si el ingreso recoge situaciones coyunturales (positivas o adversas) por las que atraviesa el hogar, la privación refleja mejor la situación más estructural del hogar. Finalmente, incluimos el número de años de primaria cursados en escuela privada bajo la interpretación de que está positivamente correlacionada con una buena posición socioeconómica en la niñez.

El tercer grupo de variables busca incorporar la situación del mercado de trabajo. Para ello aprovechamos la variabilidad de los mercados de trabajo a nivel regional, utilizando una regionalización propuesta por el INE que agrupa los departamentos de Uruguay en función de características demográficas y del mercado de trabajo.⁹ Siguiendo a Card y Lemieux (2000) y a Kondylis y Manacorda (2006) incluimos la tasa de empleo del grupo de los mayores de 25 años de edad, grupo cuyo empleo es presumiblemente exógeno con respecto al de los adolescentes, y se encuentra firmemente vinculado al mercado de trabajo. Desde el punto de vista de la oferta laboral, consideramos el peso de la cohorte de 14 a 17 años de edad en la población mayor de 13 en la región¹⁰.

En la tabla 1 presentamos las estadísticas descriptivas de las variables incluidas en el análisis.

| Tabla 1 Estadísticas descriptivas - variables incluidas en el análisis | |
|---|-------|
| asistencia al sistema educativo | 79,2% |
| actividad laboral | 17,3% |
| Edad | 15,46 |
| años de educación | 7,58 |
| Mujer | 49,3% |
| ascendencia negra | 3,8% |
| años en escuela primaria privada | 0,85 |
| tiene un hijo | 1,2% |
| mujer que tiene un hijo | 1,0% |
| log ingreso per cápita del hogar excluyendo al joven | 8,26 |
| presencia de adultos con promedio de educación 9 o más años | 42,0% |
| hogares extendidos | 23,7% |
| presencia del padre | 60,2% |
| presencia de la madre | 85,1% |
| Índice de privación | 0,25 |
| peso de la cohorte de 14 a 17 en población mayor de 13 | 8,9% |
| tasa de empleo 25 y más años de edad | 62,7% |
| Fuente: elaboración propia en base a ECH 2008, INE | |

4. RESULTADOS

⁸ Se consideraron los siguientes: TV color, Conexión a TV para abonados, reproductor de DVD, lavarropa, aecadora de ropa, lavavajillas, horno de microondas, microcomputador (incluye laptop), conexión a internet por vía discado, teléfono, calentador de agua, refrigerador o freezer, agua en red general, servicio sanitario con cisterna, baño de uso exclusivo, evacuación sanitaria en red general, y lugar para cocinar privado del hogar.

⁹ Los departamentos incluidos en cada zona son los siguientes. 1: Montevideo; 2: Artigas, Salto, Rivera; 3: Cerro Largo, Durazno, Paysandú, Río Negro, Tacuarembó, Treinta y Tres; 4: Soriano, Florida, Flores, Lavalleja, Rocha; 5: Colonia, San José, Canelones, Maldonado. La misma regionalización ha sido utilizada en trabajos sobre desempleo y salarios. Véase Bucheli y González (2007).

¹⁰ Una estimación similar realizada para Chile (Torche y Sapelli, 2004) incluye como variable independiente la tasa de desempleo y el salario promedio del grupo etario por región. Los salarios observados y la condición de desempleado dependen sin embargo de la decisión de participar, y la endogeneidad de estas variables puede afectar la estimación de su impacto, por lo que optamos por no incluirlas en este caso.

La estimación realizada permite avanzar hacia la evaluación del impacto de un conjunto de variables relevantes en la asistencia escolar y en la participación laboral. Los resultados obtenidos aparecen en la tabla 2. Al interpretar los coeficientes hallados, sus signos, positivo y negativo, dan cuenta del signo de la relación entre la variable y la asistencia escolar/participación laboral, pero debe tenerse cuidado en que no siempre es posible extraer una interpretación causal. A su vez, para medir el efecto del cambio de una variables sobre la probabilidad de asistir/participar, hemos calculado los efectos marginales. La magnitud de estos efectos depende de la magnitud de la variable cuyo efecto se evalúa y de los valores de todas las demás variables. En la tabla 2 presentamos los efectos marginales correspondientes a un adolescente cuyas características son las promedio del grupo etario.

| Tabla 2 | | | | |
|---|--------|------------------------------|--------|------|
| Regresión probit bivariada | | | | |
| Variables dependientes: asistencia al sistema educativo y participación laboral | | | | |
| Jóvenes de 14 a 17 años | | | | |
| Número de observaciones = 9.714 | | Prob > chi2 = 0,000 | | |
| Wald chi2(62) = 2.713,06 | | Log verosimilitud = -7.395,6 | | |
| Ecuación para asistencia | | | | |
| | Coef, | Err. Est. | Z | P> z |
| Edad | -0,38 | 0,02 | -23,66 | 0,00 |
| Años educación | 0,12 | 0,01 | 17,34 | 0,00 |
| Mujer | 0,31 | 0,03 | 9,44 | 0,00 |
| Ascendencia negra | -0,13 | 0,08 | -1,70 | 0,09 |
| Años primaria privado | 0,06 | 0,01 | 4,43 | 0,00 |
| Tiene hijo | -0,52 | 0,26 | -1,98 | 0,05 |
| Mujer que tiene hijo | -0,78 | 0,31 | -2,55 | 0,01 |
| Ln ingreso no laboral | 0,22 | 0,03 | 7,52 | 0,00 |
| Adultos con 9 años o más promedio de escolaridad | 0,22 | 0,04 | 5,32 | 0,00 |
| Hogar extendido | -0,17 | 0,04 | -3,91 | 0,00 |
| Vive con el padre | -0,06 | 0,04 | -1,55 | 0,12 |
| Vive con la madre | 0,10 | 0,05 | 1,91 | 0,06 |
| Índice de privación | -1,42 | 0,10 | -14,34 | 0,00 |
| Tamaño de cohorte 14-17 /PET región | -2,09 | 3,02 | -0,69 | 0,49 |
| Tasa de empleo 25 y más años- región | -1,24 | 2,34 | -0,53 | 0,60 |
| Constante | 5,28 | 1,74 | 3,03 | 0,00 |
| Ecuación para participación en PEA | | | | |
| Edad | 0,38 | 0,02 | 24,11 | 0,00 |
| Años educación | -0,05 | 0,01 | -7,01 | 0,00 |
| Mujer | -0,51 | 0,03 | -15,14 | 0,00 |
| Ascendencia negra | 0,12 | 0,08 | 1,59 | 0,11 |
| Años primaria privado | -0,06 | 0,01 | -4,90 | 0,00 |
| Tiene hijo | 0,59 | 0,31 | 1,86 | 0,06 |
| Mujer que tiene hijo | -0,65 | 0,35 | -1,87 | 0,06 |
| Ln ingreso no laboral | -0,13 | 0,03 | -4,54 | 0,00 |
| Adultos con 9 años o más promedio de escolaridad | -0,18 | 0,04 | -4,36 | 0,00 |
| Hogar extendido | -0,01 | 0,05 | -0,12 | 0,91 |
| Vive con el padre | -0,11 | 0,04 | -2,99 | 0,00 |
| Vive con la madre | -0,05 | 0,05 | -0,90 | 0,37 |
| Índice de privación | 0,66 | 0,10 | 6,52 | 0,00 |
| Tamaño de cohorte 14-17 /PET región | 6,54 | 3,00 | 2,18 | 0,03 |
| Tasa de empleo 25 y más años- región | 9,40 | 2,39 | 3,94 | 0,00 |
| Constante | -11,69 | 1,77 | -6,61 | 0,00 |
| Fuente: elaboración propia en base a ECH 2008, INE | | | | |

| Tabla 3 Efectos Marginales – Modelo probit bivariado 14 a 17 años de edad | | | | |
|---|---|-------------------|--|-------------------|
| | Asistencia escolar Probabilidad en promedios = 0,85 | | Participación en PEA Probabilidad en promedios =0,14 | |
| | Efecto marginal | Error estándar | Efecto marginal | Error estándar |
| Edad | -0,09 | 0,00 | 0,08 | 0,00 |
| Años educación | 0,03 | 0,00 | -0,01 | 0,00 |
| Mujer | 0,07 | 0,01 | -0,11 | 0,01 |
| Ascendencia negra | -0,03 | 0,02 | 0,03 | 0,02 |
| Años primaria privado | 0,01 | 0,00 | -0,01 | 0,00 |
| Tiene hijo | -0,15 | 0,09 | 0,17 | 0,11 |
| Mujer que tiene hijo | -0,25 | 0,12 | -0,10 | 0,03 |
| Ln ingreso no laboral | 0,05 | 0,01 | -0,03 | 0,01 |
| Adultos con 9 años o más promedio de escolaridad | 0,05 | 0,01 | -0,04 | 0,01 |
| Hogar extendido | -0,04 | 0,01 | 0,00 | 0,01 |
| Vive con el padre | -0,01 | 0,01 | -0,02 | 0,01 |
| Vive con la madre | 0,02 | 0,01 | -0,01 | 0,01 |
| Índice de privación | -0,32 | 0,02 | 0,14 | 0,02 |
| Tamaño de cohorte 14-17 /PET región | -0,48 | 0,69 | 1,43 | 0,65 |
| Tasa de empleo 25 y más años- región | -0,28 | 0,54 | 2,05 | 0,52 |

Fuente: elaboración propia en base a ECH 2008, INE

La estimación muestra la cualidad general de que las decisiones de asistencia y participación en la PEA están negativamente correlacionadas y las variables clave tienen un impacto de signo opuesto en ambas. En casi totalidad, los parámetros estimados son diferentes de cero a los niveles usuales de significación. Además, presentan el signo esperado.

La edad impacta en forma negativa en la probabilidad de asistir y refuerza la de participar en el mercado de trabajo. Para un adolescente “promedio”, cada año de edad adicional reduce casi 9 puntos porcentuales la probabilidad de asistir al sistema educativo e incrementa la de participación laboral en 8 puntos. Esta estimación supone que todas las demás variables se mantienen inalteradas, por lo que podemos interpretar este efecto como el efecto del rezago escolar (mayor edad para un número de años de educación dado). Por lo tanto, podemos concluir que la repetición de grado escolar tiene un efecto de signo negativo sobre la probabilidad de asistencia y positivo sobre la participación.

A su vez, el logro educativo tiene el efecto opuesto: cada año lectivo adicional aumenta en casi 3 puntos porcentuales la probabilidad de asistir al sistema educativo y disminuye en uno la de participación laboral.

Con respecto al sexo, recogemos el conocido fenómeno de que las mujeres tienen una probabilidad de asistencia mayor que la de los hombres (7 puntos), y menor de participar (11 puntos).

Una variable cuyo efecto es menos conocido es la que recoge haber tenido un hijo. Para evaluar su impacto se comparó la situación de mujeres y varones por separado. La diferencia a favor de las mujeres en la probabilidad de asistencia se desvanece cuando tienen hijos. En efecto, la probabilidad estimada de que una adolescente asista según las diferentes situaciones, se ordena de la siguiente manera: mujer con hijos, hombre con hijos, hombre sin hijos, mujer sin hijos. La diferencia en la probabilidad de asistencia entre una mujer sin hijos y otra con hijos es de 42 puntos porcentuales, mientras que entre los hombres con y sin hijos, es de 16 puntos. A su vez, el efecto de tener hijos sobre la probabilidad de participación es pequeña para las mujeres (algo más de medio punto porcentual) pero drástico para los varones: la diferencia en la probabilidad de actividad entre hombres con y sin hijos es de 19 puntos porcentuales.

Por último, también son menos conocidas las potenciales diferencias según origen racial. Los individuos que se definen como de ascendencia negra (única o principal) no tienen probabilidades de asistencia y participación estadísticamente diferentes de las del resto de la población a los niveles usuales de confianza.

Las variables que describen el entorno del hogar indican que la asistencia es menos frecuente y la participación más elevada para los niveles socioeconómicos bajos.

El impacto del número de años cursados en centros de primaria privados tiene un impacto positivo sobre la probabilidad de asistencia y negativo sobre la probabilidad de participación. Un adolescente que realizó los seis años de primaria en un establecimiento privado, muestra una probabilidad de asistir al sistema educativo cerca de 8 puntos porcentuales mayor que uno que hizo toda la escuela primaria en el sistema público. A su vez, el efecto estimado del índice de privación tiene los signos opuestos. La diferencia en la probabilidad de asistencia entre un hogar completamente privado de elementos de confort y otro que los tiene todos, es de 32 puntos porcentuales. Por lo tanto, se recoge la impresión de que la solidez económica del hogar a largo plazo tiene un rol significativo y que los ingresos no dan cuenta completamente de los determinantes económicos de la decisión de actividad/estudio.

Los menores ingresos implican mayor probabilidad de abandonar el sistema educativo e ingresar al mercado de trabajo. Esta estimación es una evidencia importante, en tanto en qué medida, la situación económica de la familia es la que induce a los jóvenes a abandonar el sistema educativo. La estimación de este efecto debe considerarse en conjunto con el de otras variables que también dan cuenta de la condiciones económicas del hogar, las que pueden interpretarse como controles. Es de esperar que el ingreso presente variaciones cíclicas y mayor variabilidad en el corto plazo, mientras que otras variables, como el índice de privación, pueden ser mejores indicadores de la situación patrimonial y la solidez económica del hogar a mayor plazo. El efecto marginal del ingreso indica que un aumento de 10% en el ingreso familiar (excluido el del joven) produce un aumento de medio punto en la probabilidad de asistencia y una caída de tres décimas de punto en la probabilidad de participar en la PEA. En ambos casos, aunque estadísticamente significativo, el efecto puede considerarse modesto. Se podría pensar que el efecto de un cambio en el ingreso puede ser diferente para adolescentes en hogares de altos ingresos. En efecto, se detecta para estos últimos un impacto algo menor, pero la diferencia es muy pequeña.¹¹

El efecto de la presencia de la madre y/o del padre en el hogar en el desempeño de los hijos, ha sido poco estudiado en el país: los antecedentes en el tema distinguían si un hogar era monoparental, nuclear o tenía algún otro integrante adicional. Así, un menor que viva con su madre y algún otro pariente, quedaría clasificado en el tercer tipo de hogar. En nuestra estimación encontramos que la presencia de la madre en el hogar impacta positivamente en la asistencia escolar (2 puntos)¹² y no es significativa en la participación laboral (2 puntos). A su vez, convivir con el padre solamente implica una menor probabilidad de no participar laboralmente (cae 2 puntos porcentuales), pero no tiene un impacto estadísticamente significativo en la probabilidad de estudiar. Obsérvese que la presencia de los padres puede ser interpretada como un efecto adicional que actúa solamente a través de la conformación del hogar, estabilidad, etc., ya que los efectos del ingreso y educación de los adultos se miden por separado. Se destacan los roles diferentes del padre y de la madre y sus efectos “cruzados” sobre ambas decisiones.

Con respecto al clima educativo del hogar, la presencia de adultos con más de 9 años de educación en promedio, impacta en forma positiva en la asistencia escolar (casi 5 puntos porcentuales más), y negativa en la participación laboral (4 puntos porcentuales menos). Pero además, se espera que en un hogar en que en promedio los adultos tienen al menos nueve años de educación exista la expectativa de que los menores también lo alcancen o superen. Además del efecto de los deseos de los adultos, su mayor nivel educativo los hace más aptos para brindar ayuda escolar y para tener contactos en el mercado laboral. Ambas características repercuten en la expectativa de que la rentabilidad (potencial) de la educación recibida por el menor sea más elevada, lo que incentiva la permanencia en el sistema educativo.

¹¹ Dado que los ingresos del hogar están correlacionados con la privación y con haber ido a escuela privada, podría pensarse que la estimación realizada subestima el efecto del ingreso en alguna medida. Por tanto, se realizó la estimación del modelo sin incluir estas dos últimas variables. Los efectos del ingreso, tanto en la probabilidad de ser activo laboralmente, como en la probabilidad de asistir se duplican, aunque su magnitud continúa siendo modesta.

¹² Significativa solamente al 90% de confianza.

La pertenencia a un hogar extendido, a su vez, es de las pocas variables en que no se observa el efecto espejo, es decir, impacta en forma negativa la probabilidad de asistir pero no tiene un efecto estadísticamente significativo en la de participar laboralmente.

Finalmente, comentamos el impacto de las variables que describen el estado general del mercado laboral.¹³ Mayor demanda de trabajo en el mercado (tasa de empleo de adultos), implica más participación de los adolescentes. A su vez, si el peso de la cohorte entre 14 y 17 años es más importante en el conjunto de la población en edad de trabajar, ello está asociado a mayor oferta de trabajo. Sin embargo, no encontramos un efecto independiente de las variables del mercado de trabajo en la decisión de asistencia a un centro educativo. Ello no indica que las consideraciones habituales sobre el mercado de trabajo no jueguen un papel en la decisión de asistencia, ya que el ingreso del resto de la familia, que es una variable central en la determinación de la oferta de trabajo individual, también impacta la probabilidad de asistencia.

5. CONCLUSIONES

La evidencia estadística analizada muestra un crecimiento secular en la proporción de asistentes al sistema educativo para el grupo etario de 14 a 17 años en Uruguay a lo largo de las dos últimas décadas. Esta tendencia podría explicarse como resultado de un cambio de comportamiento generacional, esto es, que las nuevas generaciones tienden a permanecer más tiempo en el sistema educativo. Sin embargo, existe alguna sugerencia de que este cambio no es gradual de generación a generación, sino que existió un escalón (de aumento de la asistencia) para aquellos que cumplieron 14 años a fines de la década de los noventa. En el contexto de estudios previos para Uruguay, podría intentar explicarse este fenómeno como efecto de las medidas en políticas educativas tomadas en la segunda mitad de la década de los noventa.¹⁴ Cabe señalar que desde 2004, la tasa de asistencia tendió a disminuir.

Existe un comportamiento en espejo de las series de asistencia escolar y participación laboral de los adolescentes. Así, la evidencia muestra una caída secular en la proporción de activos, con un escalón generacional en línea con el encontrado para la asistencia. Puesto que el tiempo de estudio y trabajo compiten, podemos esperar que un mercado laboral dinámico con creación de puestos para adolescentes atraiga personas dispuestas a abandonar su educación. Al analizar participación y asistencia, cabe recordar que el mercado de trabajo atravesó estados que contrastan fuertemente, con un desempleo que alcanza su máximo histórico en 2002 y también su mínimo histórico en 2008. Por lo tanto, la caída en la participación laboral de las generaciones que cumplieron 14 años a fines de los noventa y el crecimiento observado para los que cumplieron luego del 2004, podría tener una explicación por el lado del desempeño de la economía.

En qué medida los cambios en el sistema educativo implementados en la segunda mitad de los noventa y la actividad económica contribuyen a explicar los cambios generacionales, es una pregunta cuya respuesta queda pendiente. En este trabajo buscamos evidencia en relación al efecto del mercado de trabajo sobre las decisiones, explotando las diferencias existentes entre regiones en un único año (2008). Las diferencias en las tasas de empleo de los adultos y en el peso de las cohortes de adolescentes en la población en edad de trabajar, no parecieron afectar las decisiones de asistencia escolar, si bien tuvieron influencia en la probabilidad de actividad laboral de cada adolescente. Expresado de otra manera: parecería que un mercado de trabajo dinámico atrae a los adolescentes pero no necesariamente los expulsa del sistema educativo. De todas maneras, la evidencia no resulta del todo concluyente ya que las diferencias regionales pueden no explicar las diferencias temporales, por lo que el tema queda abierto para nuevos esfuerzos de investigación.

Nuestro trabajo se interroga además, sobre el efecto combinado de características individuales y de aspectos de conformación del hogar, en la decisión de asistir a un centro educativo y participar en la PEA en este grupo etario.

Encontramos algunos resultados en línea con los hallazgos de trabajos anteriores en el tema. Con respecto a edad y nivel educativo, comprobamos el peso de la extraedad en la probabilidad de no asistir al sistema educativo. Expresado de otra manera, interpretamos que la repetición escolar induce el abandono.

¹³ Para identificar este impacto es muy importante la variabilidad regional, que en el caso de Uruguay es significativa.

¹⁴ Véase por ejemplo, Programa de Modernización de la Educación Secundaria y Formación Docente (MESyFOD) (1998).

Además, recogemos el diferente comportamiento de hombres y mujeres ya conocido, que se caracteriza porque los primeros abandonan antes los estudios y se incorporan más tempranamente a la vida laboral. Las diferencias en el comportamiento por sexo, son un aspecto relevante que podría merecer mayor investigación, analizando hombres y mujeres por separado, para comprobar si el resto de las variables tienen diferente impacto.

Entre los aspectos novedosos encontrados, se destaca el fuerte impacto que supone en la asistencia femenina y en la participación laboral masculina, la presencia de hijos. Observamos incluso, que la diferencia entre hombres y mujeres mencionada se ve afectada, ya que las mujeres adolescentes con hijos tienen menos probabilidad de asistir al sistema educativo que cualquier varón, esto es, haya tenido o no hijos. Otro aspecto también menos estudiado en Uruguay, es la diferencia entre ascendencia racial: en nuestro caso no encontramos diferencias significativas de comportamiento entre la población de ascendencia negra y el resto.

Con respecto a las características del hogar, un aporte que realizamos con nuestra estimación, es analizar el papel del padre y madre por separado. Los resultados sugieren que la presencia del padre en la adolescencia permite que en esas se edades se postergue el comienzo de la vida laboral, mientras que la presencia de la madre incide en prolongar la vida estudiantil.

En cuanto al efecto del nivel socioeconómico, hemos intentado distinguir diferentes aspectos. En línea con trabajos anteriores, observamos que el clima educativo es relevante. Dados los controles que hacemos sobre otras características socioeconómicas, interpretamos que este efecto se debe exclusivamente al nivel educativo de los adultos y no al ingreso que se puede obtener de él. A su vez, el ingreso del hogar tiene una influencia modesta en las probabilidades de asistir al sistema educativo y no participar en el mercado de trabajo. Pero otras dimensiones del nivel económico del hogar que representan características estructurales generan efectos considerables.

Esta combinación de resultados plantea la posibilidad de limitaciones en las políticas que buscan incentivar la asistencia escolar con transferencias monetarias corrientes. Al mismo tiempo, pone en relevancia el papel de políticas relacionadas con aspectos de desempeño del sistema, que logren abatir la repetición. Por último, parece adquirir importancia también, que desde las políticas públicas puedan disminuirse los efectos negativos de la pertenencia a hogares con características de pobreza estructural.

Anexos

Gráfico A1
Participación en la PEA por cohorte según edad
Cohortes 1972-1977

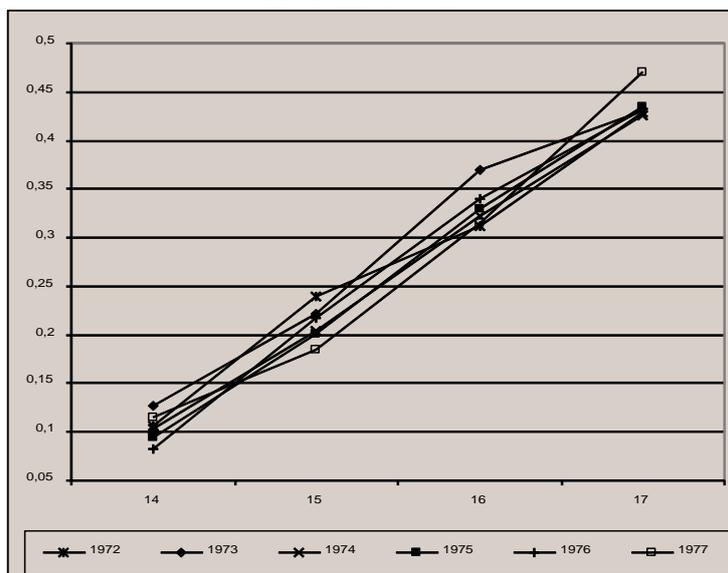


Gráfico A2
Participación en la PEA por cohorte según edad
Cohortes 1979-1987

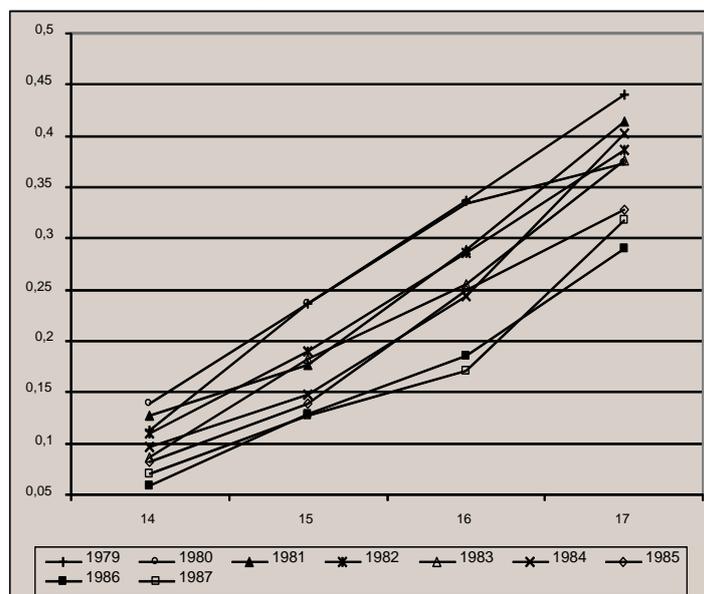
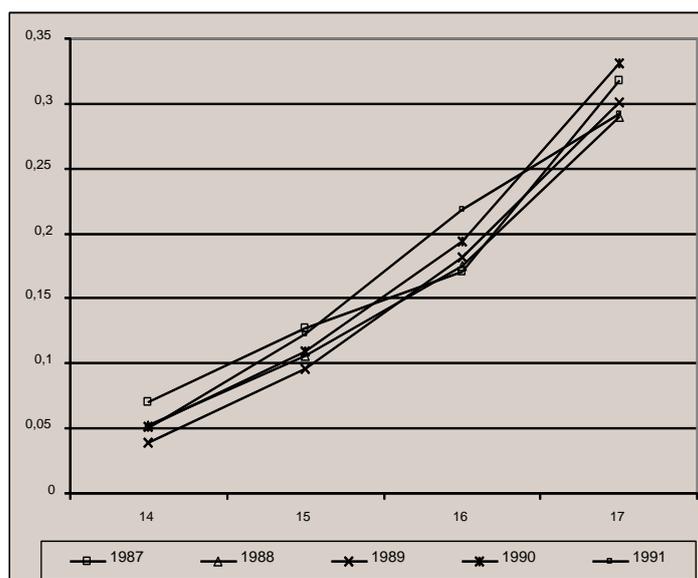


Gráfico A3
Participación en la PEA por cohorte según edad
Cohortes 1987-1991



Apéndice. Modelo de regresión. Ciclo de vida y efecto cohorte

Realizamos una estimación por mínimos cuadrados ordinarios utilizando la información de las personas de 14 a 17 años de edad en los años 1986 a 2008. Ello nos permite calcular el porcentaje de asistentes de edad j ($j=14,\dots,17$) en el año t ($t=1986, \dots, 2008$). Como $i+j=t$ (cohorte + edad = tiempo), podemos establecer una variable cohorte que toma valores en el rango 1972-1991 e identifica el año de nacimiento. En la estimación que se presenta, la variable independiente a_{ij} es el porcentaje de asistentes de una generación en determinado año. Establecemos que esta variable es función de la variable edad j (de la cohorte i en el año t), de la variable cohorte i y de un conjunto de variables dicotómicas que indican el año calendario t . El resultado se reporta en la tabla A1. Los parámetros pueden interpretarse como el efecto cohorte y el efecto edad. Los coeficientes de las variables ficticias por año se restringen de manera que su suma sea igual a 1.

| Tabla A1 : Regresión simple | | |
|--|--------------|------------|
| Variable dependiente: Porcentaje de asistentes por edad y cohorte | | |
| Variables independientes | coeficiente | error est. |
| cohorte | -.0009561 | (.0013488) |
| edad | -.0808334*** | (.0019199) |
| constante | 3.873454* | (2.690105) |
| Nro. de observaciones | 80 | |
| *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ | | |
| Incluye 22 variables ficticias por año, excluida: año 1986 | | |
| Fuente: estimaciones propias en base a ECH, 1986-2008 | | |

Estimación del modelo probit bivariado

Para ello se estima un sistema de dos ecuaciones, cada una de las cuales involucra una variable binaria (y_A, y_P) tal que:

$$z_{Ai} = \beta_A X_{Ai} + \varepsilon_{Ai}, \text{ con } y_{Ai} = 1 \text{ si } z_{Ai} > 0; y_{Ai} = 0 \text{ en otro caso};$$

$$z_{Pi} = \beta_P X_{Pi} + \varepsilon_{Pi}, \text{ con } y_{Pi} = 1 \text{ si } z_{Pi} > 0; y_{Pi} = 0 \text{ en otro caso.}$$

Las variables latentes z no son observables, sino que se observa las indicadoras y_{Ai} y y_{Pi} que toman el valor 1 cuando la persona asiste al sistema de enseñanza y participa en el mercado de trabajo respectivamente, y 0 en caso contrario. X_{Ai} y X_{Pi} son vectores de variables que afectan dichas decisiones. Los residuos de ambas ecuaciones están correlacionados, y se asume que el vector $(\varepsilon_{iA}, \varepsilon_{iP})$ sigue una distribución normal bivariada $(0, 0, 1, 1, \rho)$. En el modelo probit bivariado, las probabilidades conjuntas $P(y_A = 1, y_P = 1 | x)$ se definen:

$$P(y_A = 1, y_P = 1 | x) = \Phi(x_A \beta_A, x_P \beta_P, \rho)$$

donde Φ es la función de distribución normal bivariada con parámetros $(0, 0, 1, 1, \rho)$.

Se pueden estimar consistentemente los parámetros de este modelo mediante dos probit separados, pero es más eficiente estimarlos usando la restricción que surge de la existencia de correlación de los residuos. La existencia de dicha correlación, se estudia a través de una prueba de hipótesis nula sobre el coeficiente de correlación ($H_0: \rho = 0$). Al no rechazar dicha hipótesis, ambas ecuaciones podrían estimarse por separado. En el presente análisis se obtuvo un coeficiente de correlación (negativa, como se esperaba) de los residuos, cercano a -0.5 y significativamente distinto de 0 al 99%, optándose por tanto por realizar la estimación de las ecuaciones en forma conjunta (véase Greene, 2003).

En la estimación se calcularon errores estándar robustos a formas generales de heterocedasticidad (estimadores de Huber-White).

