



EXPERIENCIAS LABORALES Y DESERCIÓN EN LA COHORTE DE ESTUDIANTES EVALUADOS POR PISA 2003 EN URUGUAY: NUEVAS EVIDENCIAS

Santiago Cardozo

Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación
(2009) - Volumen 7, Número 4

<http://www.rinace.net/reice/numeros/arts/vol7num4/art10.pdf>

Fecha de recepción: 30 de junio de 2009
Fecha de dictaminación: 31 de agosto de 2009
Fecha de aceptación: 31 de agosto de 2009



El sistema educativo uruguayo se ubica en un lugar de privilegio en la región por su cobertura universal y sus tasas de egreso casi universales en la enseñanza primaria. Sin embargo, el panorama a nivel de la educación media y superior resulta mucho menos alentador. A pesar de un nivel de desempeño académico promedio comparativamente satisfactorio, Uruguay es uno de los países que distribuye sus aprendizajes en forma más inequitativa en la región (ANEP-PISA, 2004). Por otra parte, los logros en cuanto al acceso a la educación post-primaria y, muy especialmente, a la capacidad de retención de los alumnos han sido extremadamente magros. Uruguay presenta niveles de deserción global claramente superiores a los de otros sistemas que, como el nuestro, expandieron tempranamente su oferta escolar e, incluso, se ubica en una posición desfavorable respecto a otros de maduración relativamente tardía (ANEP, 2005). A pesar de los esfuerzos que se han realizado en las últimas décadas para mejorar los niveles de calidad y equidad, las tasas de egreso de la educación media han permanecido prácticamente incambiadas para las distintas cohortes generacionales que han transcurrido por este nivel desde los primeros años del gobierno *de facto* a inicios de los años setenta hasta la actualidad. Entonces como ahora, por cada tres niños nacidos en Uruguay, dos no logran completar 12 años de educación formal. Tal estado de cosas supone un fuerte riesgo social en términos de equidad, socava las posibilidades de movilidad intergeneracional y supone por lo demás barreras estructurales para el desarrollo económico, social y humano del país.

La investigación socioeducativa sobre las causas de la deserción escolar indica, antes que nada, que se trata de un fenómeno altamente complejo y de carácter multidimensional. En forma esquemática, es útil distinguir dos grandes tipos de perspectivas, según privilegien la incidencia de factores *institucionales* o *individuales* (Rumberger y Lim, 2008). Entre los primeros, se suelen citar las características de la comunidad, la familia y, en particular, de la escuela a la que asisten los estudiantes. En la dimensión individual, en tanto, es posible señalar al menos el desempeño académico, el involucramiento con la educación y la escuela, además de cuestiones relacionales y actitudinales. En particular, la interacción con el mercado de trabajo es visualizada como un factor de alto riesgo para el abandono de la escuela, tanto por la literatura especializada como por los propios estudiantes que han dejado de asistir a clases (Fernández *et al*, 2009). Sin embargo y a pesar de que la evidencia disponible indica en general una asociación negativa entre asistencia a la educación formal y participación laboral, resulta sumamente complejo establecer conexiones causales lineales entre trabajo y deserción. En el contexto internacional, p.e., se ha mostrado que frecuentemente los estudiantes que deciden comenzar a trabajar ya habían debilitado los lazos que los mantenían vinculados a la escuela (Shanahan y Flaherty, 2001; Warren, 2002), lo que sugiere que la inserción ocupacional puede ser eventualmente tanto una *causa* como un *síntoma* de la deserción. En otros casos, se ha observado que, si bien los estudiantes ocupados presentan en conjunto mayores tasas de deserción, los riesgos relativos disminuyen o incluso desaparecen para los que trabajan con una carga horaria media o baja, aunque los resultados sobre este punto no son concluyentes (D'Amico, 1984; Pereira, Harris y Lee, 2006; Warren y Lee, 2003).

Un segundo grupo de dificultades viene dado por el problema de la temporalidad de las trayectorias educacionales y laborales. En este sentido, es preciso diferenciar los alumnos que han combinado estudio y trabajo durante un tiempo significativo y dejaron la escuela en forma posterior, de aquellos que desertaron en forma inmediata a su ingreso al mercado laboral o los que, en cambio, abandonaron primero y comenzaron a trabajar después. Es por lo menos factible que los mecanismos que operan en cada uno de estas situaciones no sean necesariamente los mismos y reclamen por tanto explicaciones distintas. En cualquier caso, es preciso intentar especificar de manera prolija qué tipo de inserción laboral

afecta la permanencia de los jóvenes en el sistema escolar y cómo operan estos efectos para diferentes grupos de estudiantes en distintos momentos de sus trayectorias educacionales.

Las derivaciones educativas vinculadas a la teoría del *rational choice* y las diversas elaboraciones o contestaciones suscitadas en torno a ella (Boudon, 1974; Breen y Godthorpe, 1997; Erikson y Jonsson, 1996) ofrecen, en este sentido, un conjunto de hipótesis potentes para avanzar en el estudio de los vínculos entre deserción y trabajo en términos de modelos racionales de toma de decisiones. Desde esta perspectiva, las aspiraciones educativas son entendidas como un plan racional para la inserción futura en la estratificación social. En teoría, cada opción conlleva una *utilidad* en términos de retornos educativos y una estructura de *costos* asociados a solventar los estudios y a postergar el ingreso al mercado de trabajo. La hipótesis de *aversión al riesgo* propuesta por Goldthorpe, según la cual la estructura de tal decisión se basa esencialmente en el intento de minimizar las probabilidades de descenso social intergeneracional, ha tenido una fuerte influencia en la investigación reciente sobre el tema (p.e, Erikson, Goldthorpe, Jackson, Yaish y Cox, 2005). Desde este punto de vista, al comienzo de cada año escolar, la opción sustantiva para cada estudiante es entre: a) permanecer en la escuela -en cuyo caso el estudiante podrá i) culminar con éxito el grado correspondiente o ii) abandonar el curso o reprobalo, lo cual comporta costos-, y b) no matricularse e ingresar al mercado de trabajo. Este tipo de enfoques resulta interesante por cuanto contempla alguna forma de racionalidad en las decisiones relativas a las opciones educacionales y laborales de los estudiantes y, simultáneamente, permite vincular estas decisiones con el origen social y con las oportunidades y restricciones tanto del sistema educativo como del mercado de empleo. Sin embargo, para el caso uruguayo –y en general para los de la región- no parece contemplar adecuadamente el hecho de que muchos jóvenes comienzan a trabajar *antes* de interrumpir su vinculación con la escuela y eventualmente conjugan ambas actividades por tiempos variables.

A nivel nacional, interesa reseñar los hallazgos reportados recientemente por Boado y Fernández (2008), Boado (2009) y por Fernández *et al* (2009) en el marco del proyecto *Trayectorias académicas y capitalización de conocimientos en el panel de alumnos de Uruguay evaluados por PISA 2003* (Boado y Fernández, 2006). Los primeros resultados sobre las historias de vida laboral de esta cohorte y su vinculación con los logros educacionales destacan, en primer lugar, el alto porcentaje de estos jóvenes que sobre los 18 o 19 años ya trabajaba, había trabajado o buscaba trabajo. En particular, los investigadores señalaron una mayor propensión hacia el empleo entre los hombres, entre los que provienen de la enseñanza pública más que del sector privado, entre los de peores desempeños académicos en las pruebas PISA, los de origen ocupacional manual de baja calificación y los que pertenecen a los hogares menos educados. Por su parte, Fernández *et al* (2009) muestran que, en buena parte de los casos, los puestos a los que han accedido estos jóvenes implican trabajos desprotegidos. Más importante todavía, llamaron la atención sobre el hecho de que la participación en el mercado informal no guardaba una asociación clara con las credenciales académicas obtenidas por los jóvenes, lo que se interpretaba como una “mala señal del mercado para la decisión de acumular capital humano” (2009: 22). Adicionalmente, Boado (2009) encuentra un fuerte peso de la estructura de desigualdad de clase y de género en las chances de movilidad ocupacional y en los logros ocupacionales de esta cohorte sobre los 19 años.

En cuanto al impacto de las experiencias laborales sobre las trayectorias educativas de la cohorte evaluada por PISA en 2003, los autores concluyen que quienes dejaron el sistema educativo en forma prematura trabajaban en su mayoría sobre los 18 o 19 años y, por lo general, no habían regresado a la escuela. En cambio, aquellos estudiantes que exhiben mejores logros han tendido a retrasar su ingreso al

mercado laboral, a pesar de lo cual un porcentaje importante de quienes asistían a la educación superior a esa edad tenía un empleo. En este sentido, concluyen advirtiendo sobre los riesgos de las interpretaciones demasiado lineales acerca de incompatibilidad entre estudio y trabajo. En sus propios términos: “si bien no trabajar favorece el estudio, trabajar no lo impide decididamente” (Boado y Fernández, 2008: 105).

En este artículo intento seguir profundizando sobre el análisis de la incidencia de las experiencias laborales de la cohorte de estudiantes uruguayos evaluados por PISA en 2003 en las decisiones relativas a continuar estudiando o dejar el sistema educativo, en la etapa vital que va desde los 15 a los 19 años de edad. Mi interés central consiste en formalizar algunas de las hipótesis sugeridas por los resultados preliminares reseñados y en examinar si los efectos asociados a la historia de vida laboral persisten cuando se controla por distintos factores académicos y sociodemográficos de probada incidencia sobre la deserción del sistema educativo. El análisis se centra en el riesgo que supone comenzar a trabajar *antes* de abandonar la condición estudiantil o en forma inmediatamente posterior.

El artículo se estructura en cinco secciones además de esta introducción. En la sección 2 se precisan la naturaleza y alcance de los datos empleados y la metodología utilizada. La tercera y la cuarta describen los principales eventos experimentados por la cohorte bajo estudio, vinculados respectivamente a la interrupción del vínculo con el sistema educativo y a las experiencias laborales durante el período de observación. En el capítulo 5 se formalizan las hipótesis centrales de trabajo a partir del ajuste de distintos modelos logísticos de tiempo discreto y se discute en profundidad el efecto de distintas experiencias laborales sobre la primera decisión de no matricularse en la escuela a inicios de año, así como las posibles interacciones con la edad, el sexo y el nivel educativo alcanzado hasta ese momento. El trabajo culmina con una discusión de los hallazgos alcanzados.

1. DATOS Y METODOLOGÍA

Los datos utilizados provienen de la encuesta retrospectiva sobre trayectorias académicas y capitalización de conocimientos en el panel de alumnos de Uruguay evaluados por PISA 2003 (en adelante, Encuesta Panel 2007), coordinada por Boado y Fernández desde el Departamento de Sociología de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República Oriental del Uruguay y aplicada durante el año 2007. La encuesta permite reconstruir los itinerarios educativos y ocupacionales de los alumnos que participaron en la evaluación desde agosto de 2003 hasta mediados de 2007 y asociarlos tanto con su desempeño en esa oportunidad como con algunas características previas relativas a sus carreras escolares. Este tipo de información, sin antecedentes en el país, habilita el desarrollo de análisis longitudinales que permiten superar en parte algunas de las dificultades metodológicas señaladas en el apartado anterior. La muestra es estadísticamente representativa de la población que contaba 15 años en 2003 y se encontraba escolarizada en una institución de enseñanza formal de nivel medio en agosto de ese año. Esta definición deja fuera a los jóvenes que habían dejado de asistir antes de ese momento, aproximadamente un 25% de la cohorte generacional (Fernández, Boado y Bonapelch, 2008). En adelante, se hará referencia a la cohorte PISA-UY para denotar el universo de análisis al que refiere el estudio.

Para los dos primeros capítulos de análisis utilizo técnicas descriptivas básicas, entre otras, tablas de supervivencia, para dar cuenta de los dos eventos de interés: la deserción escolar y el ingreso al mercado laboral. Posteriormente, recorro a modelos logísticos de tiempo discreto con el propósito de especificar

los efectos del trabajo sobre la probabilidad de no matricularse a inicios del año escolar entre los 16 y los 19 años.

El ajuste de estos modelos parte de la ecuación [1]:

$$[1] \quad \ln(p_{it}/1-p_{it}) = \alpha_{it}t_i + \beta_{it}X_i$$

donde:

p_{it} es la probabilidad condicional de que el sujeto i experimente el evento de interés en la duración t ; la edad ingresa al modelo como un conjunto de variables *dummy* representadas por t_i ; los coeficientes α_{it} indican los cambios en la probabilidad de experimentar el evento en cada edad t , condicionada a no haberlo hecho antes; los coeficientes β_{it} se asocian al vector de variables X e indican los cambios en la probabilidad condicional de experimentar el evento asociado a esas variables. Si, alternativamente, el modelo se expresa como en la ecuación [2], la exponencial de cada uno de los coeficientes puede interpretarse como la razón de cambio en los momios de experimentar el evento en relación a las categorías de referencia.

$$[2] \quad \frac{p_{it}}{1-p_{it}} = e^{\alpha_{it}t_i + \beta_{it}X_i}$$

El modelo introduce un vector temporal asociado en este caso a la edad t . Cada estudiante aporta una unidad de observación por cada año que transcurre inscripto en el sistema educativo hasta el momento en que experimenta el evento o hasta que se truncan las observaciones a mediados de 2007 o, lo que es lo mismo, a la edad 19. Por lo demás, el ajuste no difiere de un modelo logístico de elección binaria corriente.

Son necesarias algunas puntualizaciones adicionales respecto a la elección de la variable dependiente. Tal como sostienen Fernández *et al*, el fenómeno genéricamente referido como deserción ha sido operacionalizado de diversas formas en la investigación educativa. En particular, en ese trabajo se aboga por una conceptualización en términos de *desafiliación*, con lo que se pretende delimitar "más apropiadamente el estado social en que se encuentra al menos hipotéticamente, un adolescente o joven que ha tomado la decisión de concluir con la acumulación de capital humano (y consiguientes credenciales) provisto a través del sistema educativo formal" (2009: 10-12). En términos operativos, la *desafiliación* supone que se ha constatado la interrupción de la actividad académica durante al menos dos ciclos escolares consecutivos. El concepto resulta novedoso y presenta importantes ventajas desde el punto de vista analítico, entre otras cosas, porque avanza de una interpretación de la deserción escolar en términos de un *evento* a otra que prioriza un *estado social*. Sin embargo, la definición supone algunas complicaciones metodológicas para los objetivos de este artículo, derivadas del desfasaje entre el momento en que el joven toma la decisión de interrumpir sus estudios y el momento en que esa decisión se "transforma" en *desafiliación*. En consecuencia, en este caso, utilizaré una medida más convencional que referirá específicamente a la *decisión de un estudiante de no matricularse en una institución de educación formal a inicios del año lectivo, condicionada a no haberlo hecho con anterioridad*.

2. DESCRIPCIÓN DE LAS TRAYECTORIAS ACADÉMICAS DE LA COHORTE PISA-UY

Al 2007, los estudiantes de la cohorte generacional evaluada por PISA en 2003 promediaban los 19 años, edad en la que normativamente se prevé la culminación de los dos primeros ciclos de enseñanza formal general (primaria y media). Sus logros académicos hasta ese momento revelan un panorama bastante heterogéneo (Tabla 1). En la etapa vital que transcurre aproximadamente entre los 15 y los 19 años de edad se producen o, en todo caso, terminan de manifestarse profundas brechas en las trayectorias escolares de los uruguayos. Un primer grupo, minoritario, pero de ninguna forma marginal, no alcanza a acreditar siquiera el ciclo básico de educación media, obligatorio por ley desde hace tres décadas¹, incluso luego de transcurridos cinco años de la edad teórica prevista. No parece exagerado suponer que la probabilidad de que este 12,9% de la cohorte PISA-UY culmine la educación básica en forma posterior resultan prácticamente nulas. Recuérdese que estos resultados se obtienen aún cuando el universo de análisis no considera al 25% de la cohorte generacional que ya no estaba escolarizada a los 15 años. Un segundo conjunto de estudiantes (45,2%) ha superado el ciclo obligatorio, pero a los 19 años todavía tenía pendiente el bachillerato. Estos últimos se encuentran en mejores condiciones que los anteriores de culminar la educación media, pero aún en la mejor hipótesis, quienes lo logren lo harán con una importante acumulación de rezago. El restante 42,0%, en tanto, ha progresado por el sistema educativo siguiendo los ritmos normativamente previstos para los distintos trayectos y con altas probabilidades de continuar acumulando escolarización en los años inmediatamente posteriores. Se trata, como se ve, de una etapa biográfica crítica en términos de la diferenciación de las trayectorias vitales. La evidencia sugiere, por otra parte, que ni el primer ciclo ni el segundo constituyen, en términos sustantivos, trayectos terminales para la amplia mayoría de los estudiantes uruguayos.

TABLA 1. ESTUDIANTES DE LA COHORTE PISA-UY Y TOTAL DE LA COHORTE GENERACIONAL SEGÚN NIVEL EDUCATIVO ALCANZADO EN 2007

	Cohorte PISA 2003
Ciclo Básico incompleto	12,9
Ciclo Básico completo – no inscribe en Bach	3,9
Ciclo Básico completo - Bachillerato pendiente	41,3
Bachillerato completo	8,0
Bachillerato completo - inició terciaria	34,0
Total	100
Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Panel 2007	

Esta primera descripción sintetiza los puntos de llegada de la cohorte PISA-UY al año 2007 resultantes de la exposición a distintos eventos escolares y no escolares y de las distintas decisiones educacionales que los estudiantes tomaron a lo largo del período de "observación". La tabla 2 presenta información retrospectiva para la serie 2003-2007, correspondiente a las edades 15 a 19. En primer lugar, los resultados ilustran la caída progresiva en el porcentaje de estudiantes que en cada año lectivo decidieron matricularse en un establecimiento de enseñanza formal, con un "salto" especialmente pronunciado

¹ El ciclo básico supone tres años de enseñanza general adicionales a los seis años del trayecto primario. La nueva ley de educación vigente en Uruguay desde 2008 extendió este umbral mínimo a 12 años, seis de primaria y seis de media, además de la educación inicial.

entre las edades 17 y 18. Un 8,9% de la cohorte PISA-UY no registró matriculación en 2004 y más del doble (17,9%) no asistió a clases al ciclo siguiente. En 2006, cuando la cohorte promediaba los 18 años, esta cifra alcanza al 37,5% para ubicarse en 41,1% en 2007, última observación disponible. La inmensa mayoría de los que tomaron la decisión de no matricularse en alguno de estos años lo hizo sin haber acreditado la educación media. En efecto, casi la totalidad de los estudiantes que no asistieron a clases a las edades 16 y 17 se encontraban en esta situación e incluso en los dos años siguientes representan más del 80% de los no inscriptos. Visto de otra manera, las probabilidades de no matricularse en 2006 eran más de dos veces mayores para los estudiantes que al inicio de ese año no habían logrado acreditar el bachillerato (46,4% frente al 20,8% para los que sí lo habían hecho). Al año siguiente, esta relación es de más cuatro a uno (58,9% y 13,6% respectivamente). Por su parte, entre quienes sí se inscribieron, se aprecia un corrimiento hacia el ciclo terciario desde la edad 18. A los 19, la proporción de asistentes a la educación superior (34,0%) supera por primera vez la de inscriptos en el ciclo anterior. En resumidas cuentas, durante el tránsito entre los 16 y, especialmente, los 17 años de edad y los 19 se constata una salida masiva de la enseñanza media por el doble efecto de los estudiantes que decidieron no matricularse a pesar de no haber culminado el bachillerato y de egresos del nivel que en su mayoría suponen el acceso al trayecto siguiente. A pesar de esto, uno de cada tres alumnos de la cohorte PISA-UY (35,0%) asistía a una institución de enseñanza secundaria o técnica a los 18 años y uno de cuatro (24,9%) todavía lo hacía a los 19.

TABLA 2. ESTUDIANTES DE LA COHORTE PISA-UY SEGÚN MATRICULACIÓN EN UN ESTABLECIMIENTO DE EDUCACIÓN FORMAL Y ABANDONO INTRA ANUAL POR AÑOS. EN %

MATRICULACIÓN	2003	2004	2005	2006	2007
Total que matricula y asiste a cualquier nivel	100	91,1	82,1	62,5	58,9
Total que no matricula	0,0	8,9	17,9	27,5	41,1
Matricula y asiste a media	100	91,1	78,4	35,0	24,9
Matricula y asiste a terciaria	0,0	0,0	3,7	27,5	34,0
No matricula (media incompleta)	0,0	8,5	17,3	30,3	35,7
No matricula (media completa)	0,0	0,4	0,6	7,2	5,4
Total	100	100	100	100	100
ABANDONO INTRA ANUAL					
Sobre el total de la cohorte PISA-UY	7,4	15,5	13,4	14,0	5,7
Sobre el total de matriculados en cada año	7,4	16,9	16,2	22,3	9,7
Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Panel 2007					

Asimismo, buena parte de las trayectorias académicas de la cohorte bajo estudio están pautadas por la incidencia del abandono escolar intra anual. Se trata en este caso de una decisión de segundo orden que supone que el estudiante se matriculó en una institución educativa a inicios del año y *posteriormente* tomó la decisión de suspender la asistencia a clases antes de terminar el curso correspondiente. La evidencia indica que el abandono constituye un evento altamente probable: un 40,2% de los estudiantes de la cohorte PISA-UY se matriculó, pero dejó de asistir al menos una vez entre los años 2003 y 2007. Ya a los 15 años, el porcentaje alcanzaba al 7,4%. Esta cifra subestima la incidencia del evento para esa edad, puesto que no contabiliza a todos los que eventualmente se inscribieron en 2003, pero abandonaron antes del mes de agosto y que, por tanto, quedaron fuera del universo que abarca el estudio. En 2004, la proporción que abandona se duplica y se mantiene relativamente constante al siguiente en torno al 15%. En tanto, en 2006 vuelve a registrar un salto hasta alcanzar a casi uno de cada

cuatro inscriptos (22,3%, correspondientes al 14,0% de la cohorte PISA). En 2007, las cifras vuelven a caer, pero en este caso la estimación está nuevamente subestimada, aunque por motivos inversos a los señalados para el 2003. Debido a que la encuesta aplicada al panel de estudiantes se realizó antes del final del ciclo lectivo, no es posible conocer cuántos abandonaron ese año en forma posterior al relevamiento.

En pocas palabras, las trayectorias educativas de la cohorte PISA-UY están fuertemente marcadas por decisiones que comportan interrupciones en la progresión escolar. Aunque estas situaciones no son necesariamente definitivas, la evidencia indica que la probabilidad de retomar los estudios luego de un año de inactividad académica o tras haber dejado de asistir a clases durante el año se ven sensiblemente diezmadas, aspecto que ha sido desarrollado en trabajos anteriores (Fernández *et al*, 2009). Por tal motivo, el momento en que se produce por primera vez alguno de estos eventos resulta crítico. La tabla 3 presenta un análisis de supervivencia al primer episodio de no matriculación o de abandono intra anual. Las series muestran respectivamente, la proporción de estudiantes que experimentaron alguno de estos eventos entre las edades t y $t+1$ [2], el conjunto en riesgo en cada edad t [3], la probabilidad de abandonar o no inscribirse entre t y $t+1$ condicionada a no haberlo hecho antes [4], la proporción de "supervivientes" en cada edad t [5] y su inverso [6]. Como se vio, un 7,4% de la cohorte ya había experimentado alguna de estas situaciones entre las edades 15 y 16. En los años siguientes, esta proporción acumula respectivamente al 26,1%, al 39,0%, al 60,0% y al 67,5% de los estudiantes. Puesto al revés, apenas la tercera parte de los alumnos evaluados en 2003 (32,5%) se inscribió y asistió a clases hasta el final de los cursos en forma ininterrumpida a lo largo de los cinco años de observación. La serie [4] muestra, además, que en todas las edades para las que se cuenta con información completa (16 a 18), las probabilidades de no matricularse o de abandonar, condicionadas a no haberlo hecho antes, son muy elevadas, pero son aún mayores a los 18 (34,2%).

TABLA 3. ANÁLISIS DE SUPERVIVENCIA AL PRIMER EVENTO DE NO MATRICULACIÓN O ABANDONO

[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
t (edad)	dt,t+1	nt (%)	qt,t+1	St	1-St
15	7,4	100	0,0739	1,0000	0,0000
16	18,7	92,6	0,2021	0,9261	0,0739
17	12,7	73,9	0,1725	0,7389	0,2611
18	20,9	61,1	0,3420	0,6114	0,3886
19	7,8	40,2	0,1931	0,4023	0,5977
				0,3247	0,6753

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Panel 2007

3. DESCRIPCIÓN DE LAS EXPERIENCIAS LABORALES DE LA COHORTE PISA-UY

En estos mismos años, un conjunto importante de la cohorte PISA-UY inició su transición hacia el mundo laboral. Como se desprende de la tabla 4 de supervivencia al primer empleo, aunque algunos estudiantes habían iniciado su actividad laboral a edades muy jóvenes, es a partir de los 15 o 16 años cuando comienzan a observarse a ritmos más importantes y a tasas crecientes las primeras experiencias. A los 15 años, algo menos del 10% de la cohorte había trabajado en un empleo de al menos tres meses. Un año más tarde, esta proporción alcanzaba a casi el 15% y en los tres siguientes trepa a aproximadamente a 30%, 45% y 65%. Estas edades tienden a coincidir con aquellas en las que, como se vio antes, se registra

la mayor parte de las salidas del sistema educativo por no inscripción o abandono. Al momento del relevamiento de 2007, finalmente, tres de cada cuatro estudiantes evaluados en 2003 (75,0%) habían realizado el tránsito a su primer trabajo.

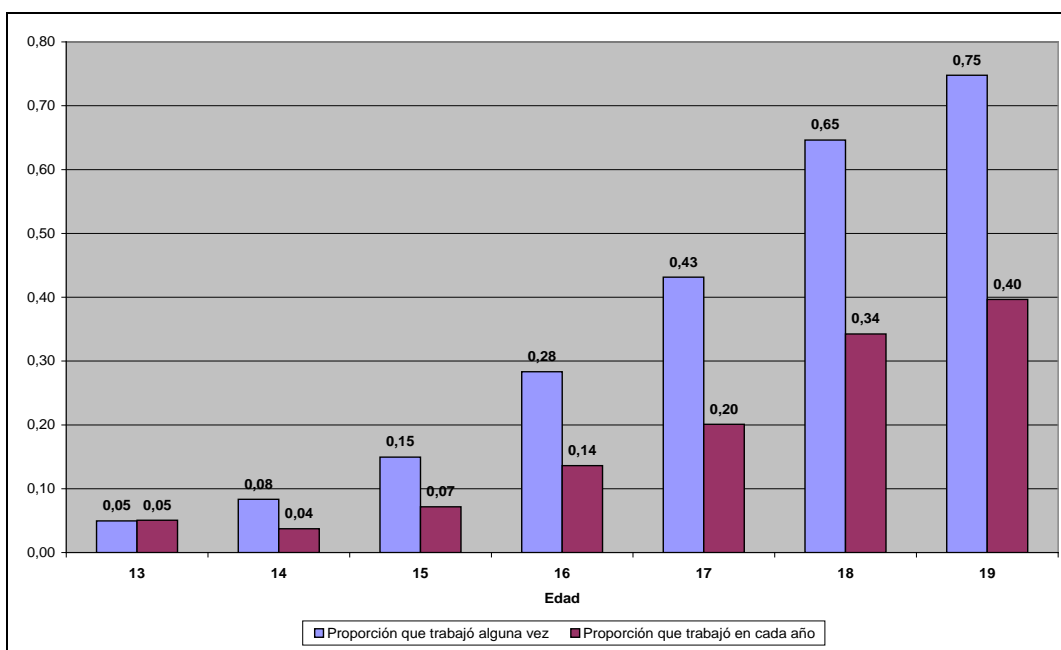
TABLA 4. ANÁLISIS DE SUPERVIVENCIA AL PRIMER EMPLEO

[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
t (edad)	dt,t+1	nt	qt,t+1	St	1-St
10	63	34.130	0,0018	1,0000	0,0000
11	336	34.067	0,0099	0,9982	0,0018
12	634	33.731	0,0188	0,9883	0,0117
13	658	33.097	0,0199	0,9697	0,0303
14	1.154	32.439	0,0356	0,9505	0,0495
15	2.261	31.285	0,0723	0,9166	0,0834
16	4.559	29.024	0,1571	0,8504	0,1496
17	5.062	24.465	0,2069	0,7168	0,2832
18	7.330	19.403	0,3778	0,5685	0,4315
19	3.463	12.073	0,4458	0,3537	0,6463
				0,2523	0,7477

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Panel 2007

Sin embargo, la evidencia sugiere además que la inserción laboral durante estas edades dista mucho de ser estable, lo cual resulta coherente con toda la información secundaria disponible en el país sobre la precariedad del mercado de empleo adolescente. La comparación entre la proporción que trabajó alguna vez y la que se encontraba trabajando en cada uno de los años de la serie considerada (gráfico 1) indica que un conjunto importante de la cohorte tuvo experiencias laborales de carácter intermitente: aunque la participación efectiva en el mercado de empleo aumenta en forma progresiva con la edad, durante toda la serie se registra por cada estudiante empleado, otro que trabajó antes pero no lo hacía ese año. Las características del primer trabajo de al menos dos meses demuestran, adicionalmente, altos niveles de informalidad o precariedad laboral en el marco de una dedicación horaria promedialmente elevada (tabla 5). Efectivamente, apenas uno de cada tres (31,5%) tenía derecho al cobro de aguinaldo y a la seguridad social en su primer empleo en tanto el 58,7% carecía de ambos. Estas condiciones son sensiblemente más críticas a medida que el tránsito se produce a edades más jóvenes, lo cual resulta coherente con las posibilidades reales de acceso a empleos protegidos cuando se combinan baja calificación y corta edad. La evidencia indica, por otra parte, que muchas de estas primeras experiencias laborales implicaron una alta dedicación horaria (con una media de 33,2 horas semanales), con relativa independencia de la edad al primer trabajo. En casi la mitad de los casos (47,3%), el primer empleo tuvo una carga semanal de 40 horas o más, es decir, de tiempo completo, en tanto algo menos del 20% trabajaba menos de 20 horas.

GRÁFICO 1. ESTUDIANTES DE LA COHORTE PISA-UY QUE TRABAJÓ Y QUE HABÍA TRABAJADO SEGÚN EDAD



Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Panel 2007

TABLA 5. ESTUDIANTES DE LA COHORTE PISA-UY QUE TRABAJARON AL MENOS UNA VEZ SEGÚN CONDICIONES Y DEDICACIÓN HORARIA DEL PRIMER EMPLEO POR EDAD AL PRIMER TRABAJO

Derechos en el primer trabajo	Edad al primer trabajo						Total
	14	15	16	17	18	19	
Aguinaldo y seguridad social	7,5	14,9	20,5	36,3	43,8	43,4	31,5
Aguinaldo pero sin seguridad social	6,6	5,9	7,1	7,1	5,4	9,4	6,8
Seguridad social pero sin aguinaldo	0,2	3,0	1,6	5,2	3,1	3,6	3,0
Sin Seguridad social ni aguinaldo	85,8	76,2	70,7	51,4	47,7	43,5	58,7
Total	100	100	100	100	100	100	100
Horas semanales en el primer trabajo							
1-9	9,2	6,4	9,3	6,7	11,6	14,7	10,0
10-19	12,9	11,6	8,9	5,6	8,4	11,3	9,1
20-29	23,2	21,1	13,9	13,3	11,9	10,0	14,2
30-39	22,7	12,7	19,2	22,7	18,4	17,2	19,3
40-49	26,1	39,1	41,2	38,9	37,8	35,2	36,9
50-59	5,9	9,0	7,6	12,9	11,8	11,6	10,4
Total	100	100	100	100	100	100	100
Horas semanales (media)	29,8	33,5	33,3	35,7	33,4	31,7	33,2

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Panel 2007

Una primera aproximación de carácter descriptivo a las secuencias de ingreso al trabajo, abandono de los estudios o no matriculación se presenta en la tabla 6. Los resultados preliminares advierten sobre la necesidad de afinar tanto las hipótesis como los análisis. La primera consideración refiere al tipo de relación que puede establecerse entre ambos eventos. Estrictamente, *en términos de causalidad*, sólo puede atribuirse un efecto del trabajo sobre la interrupción de la escolarización si la inserción laboral

antecede a la decisión de no seguir estudiando. Sin embargo, es perfectamente posible que un estudiante decida primero suspender su actividad académica para luego comenzar a trabajar. De hecho, esta secuencia es la que predice una parte importante de la literatura especializada, en particular aquella basada en modelos de elección racional (p.e, Godthorpe, 1997). En estos casos, lo que antecede a la interrupción de la asistencia es la voluntad de obtener un empleo y no el hecho en sí mismo de comenzar a trabajar, situación que resulta más difícil de captar con el tipo de información disponible.

En cualquier caso, la evidencia indica situaciones diversas. En primer término, algo más de la quinta parte de la cohorte PISA-UY (22,7%) comenzó a trabajar mientras estudiaba y decidió no matricularse -o, menos frecuentemente, abandonó las clases luego de una inscripción- en forma posterior. Esta es la secuencia seguida por la mitad de los estudiantes que en algún momento interrumpieron su actividad académica entre los 15 y los 19 años de edad. En segundo lugar, la secuencia inversa, es decir la que experimentaron aquellos que decidieron primero no matricularse o abandonar luego de la inscripción y comenzaron a trabajar en forma posterior es menos probable, pero igualmente acumula el 17,8% de los casos (39,4% de quienes interrumpieron sus estudios en algún momento). Tercero, un 16,8% accedió a su primer empleo el mismo año en que registró su primera salida del sistema educativo. En estos casos, no es posible determinar con precisión cuál de los dos eventos precedió al otro, aunque resulta razonable suponer algún tipo de conexión entre ambas situaciones. En cuarto lugar, se registra un porcentaje importante de estudiantes que dejaron de estudiar pero nunca trabajaron (10,6% de la cohorte, equivalente a la cuarta parte de quienes abandonaron o no inscribieron en algún momento) o que, inversamente, trabajaron pero permanecieron siempre en el sistema educativo a lo largo de la serie (17,4%, uno de cada cuatro del subconjunto que alguna vez trabajó). Por último, el 14,6% restante de la cohorte PISA-UY no había experimentado ninguno de los dos eventos a la edad 19.

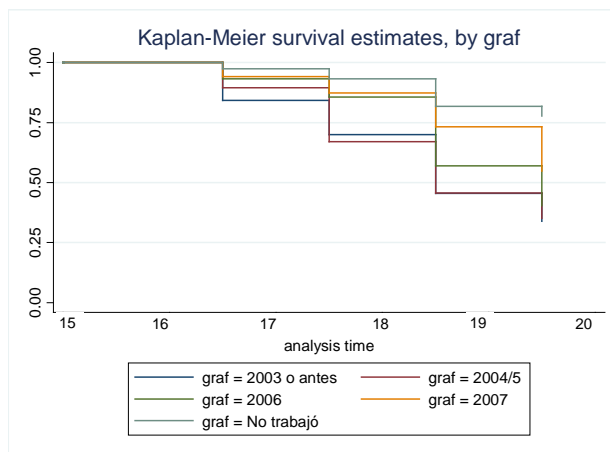
TABLA 6. ESTUDIANTES DE LA COHORTE PISA-UY SEGÚN SECUENCIAS DE INGRESO AL PRIMER TRABAJO Y PRIMER EVENTO DE NO MATRICULACIÓN O DE ABANDONO INTRA ANUAL. EN %

	Primera no matriculación	Primer abandono	Primero de los dos eventos
Comenzó a trabajar antes y luego no matriculó/abandonó	27,2	11,8	22,7
Comenzó a trabajar el mismo año que no matriculó/abandonó	12,8	8,8	16,8
No matriculó/abandonó antes de comenzar a trabajar	7,3	14,1	17,8
Nunca trabajó pero dejó de matricularse/abandonó	7,5	5,9	10,6
Trabajó pero siempre se matriculó/no abandonó	27,5	40,1	17,4
No trabajó ni dejó de matricularse/ni abandonó	17,7	19,3	14,6
Total	100	100	100,0
Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Panel 2007			

Una segunda aproximación en términos descriptivos surge de la comparación de la incidencia de la deserción y de su temporalidad en función de distintas experiencias de vida laboral. El gráfico 2 presenta las series de supervivencia al primer evento de no matriculación según el año en que el estudiante comenzó a trabajar, distinguiendo una categoría adicional para el grupo que nunca había estado empleado a la edad 19. Los resultados obtenidos van en el sentido esperado: quienes transitaron hacia el mercado laboral se desvincularon en mayor medida del sistema educativo que el resto y lo hicieron en forma más prematura. Las series se ordenan, además, en función de la edad en que los estudiantes obtuvieron su primer empleo. La interrupción de la matriculación afecta primero al grupo que ya

trabajaba en 2003 o antes o que comenzó a hacerlo en los dos años siguientes (ambas series prácticamente coinciden) y tiende a disminuir y postergarse en los grupos restantes.

GRÁFICO 2. SUPERVIVENCIA AL PRIMER EVENTO DE NO MATRICULACIÓN SEGÚN EDAD AL PRIMER TRABAJO



Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Panel 2007

4. LA INCIDENCIA DEL TRABAJO EN LA DESERCIÓN ESCOLAR: APROXIMACIÓN MEDIANTE MODELOS LOGÍSTICOS DE TIEMPO DISCRETO

Una vez descritas a grandes rasgos las trayectorias de interés vinculadas a la salida de la escuela y a las transiciones al primer empleo para la cohorte PISA-UY, en esta sección se procurará modelizar la relación entre ambos procesos a partir de técnicas estadísticas más potentes. Para tal fin, se intentará ajustar modelos logísticos de tiempo discreto sobre la probabilidad de que un estudiante decida por primera vez no matricularse en el sistema educativo en función de distintos aspectos vinculados al tipo y grado de inserción laboral. El ejercicio supone incorporar, además, otro conjunto de dimensiones no laborales que la literatura sobre deserción señala como relevantes a efectos de establecer controles pertinentes para despejar relaciones eventualmente espurias entre trabajo y educación.

4.1. Los efectos netos del trabajo sin otras variables

4.1.1. Especificación y hallazgos

En todos los ajustes, la variable dependiente *yevent* es una dummy que asume el valor "1" el año que el estudiante no se matricula por primera vez en una institución de educación formal y "0" en caso contrario. La edad ingresa como una variable categórica (t) cuya referencia es la situación a los 16 años. No se considera la duración 15 puesto que, por definición, ese año toda la cohorte PISA-UY se encontraba en el sistema educativo. Para los modelos [1] a [3] se introducen, además de la edad, variables relacionadas exclusivamente con las experiencias de vida laboral, especificadas de forma alternativa con el propósito de examinar distintos efectos del trabajo sobre la decisión de no matricularse (tabla 6).

La primera variable (*wkhis*) distingue cuatro situaciones: los estudiantes que nunca trabajaron, los que lo hicieron en t_0 es decir, el año anterior al evento de interés o al truncamiento de las observaciones pero no en t_i , los que por el contrario trabajaron ese año pero no el anterior (categoría de referencia) y los que,

por fin, trabajaron tanto el año anterior como el último. Nótese que los eventos laborales en t_i ocurrieron, con alta probabilidad, luego de que el joven decidió no matricularse a inicios de ese mismo año. Si el estudiante no trabajó en t_0 no existe en realidad antecedencia temporal como tal. El interés en estas situaciones viene dado por el hecho de que sugieren que la racionalidad subyacente es del tipo *dejar de estudiar para comenzar a trabajar*. El modelo [1] muestra que, en primer lugar, las probabilidades de no matricularse entre los 16 y los 19 años son, como se esperaba, menores para quienes nunca trabajaron ($p=0,000$). Además, en esta primera especificación, el efecto es significativamente mayor para quienes trabajaron el año anterior que para los que comenzaron el mismo año en que se produjo el evento o se truncaron las observaciones ($p=0,015$). Por lo demás y tal como se anticipaba en el análisis descriptivo, a niveles constantes en la variable *wkhis*, las probabilidades aumentan con la edad (en este primer modelo, las diferencias entre los 16 y los 17 son estadísticamente significativas al 90% pero no al 95%).

La segunda forma de especificar el efecto del trabajo considera la cantidad de años, consecutivos o no, que el joven estuvo empleado hasta el año anterior al evento o el truncamiento (t_0). Esta segunda variable (*wkcum*) permite explorar las trayectorias laborales previas en forma más completa que en la primera versión. La categoría de referencia en este caso son los estudiantes con un único año de experiencia en el mercado de empleo. El modelo [2] muestra de nuevo que quienes nunca trabajaron reducen sensiblemente sus chances de no matricularse en comparación con quienes sí lo hicieron ($p=0,000$). Sin embargo, es interesante que no se registren diferencias significativas en función del número de años en el mercado de trabajo. En otras palabras, la diferencia sustantiva parece residir entre quienes han trabajado y quienes no lo han hecho pero no se percibe un efecto acumulado en términos de años de exposición al empleo. Una interpretación posible es que quienes "sobreviven" en la escuela luego de las primeras experiencias laborales logran conciliar posteriormente ambas actividades. Sin embargo, también es posible que los que terminaron no inscribiéndose con un sólo año de trabajo hayan ingresado al mercado laboral a edades mayores (por fuerza, quienes acumulan varios años tienen que haberlo hecho en forma prematura), es decir, en el tramo biográfico donde se concentran las decisiones de dejar la escuela. En tanto, el efecto edad se mantiene en el modelo [2] en los términos ya señalados para el caso anterior.

La tercera especificación incorpora, junto a la edad, la cantidad de horas semanales que el estudiante declaró realizar en su primer trabajo (*wkhs*). Aunque esta circunstancia pudo haber variado en el tiempo, el indicador permite una aproximación razonable al tipo de inserción en una dimensión central para el análisis. La referencia en este caso son los estudiantes que nunca trabajaron. La variable se incorpora como una categorización en tramos de dedicación horaria. Los resultados del modelo [3] permiten afinar algunas de las hipótesis referidas. En particular, interesa subrayar que no se encuentran diferencias significativas en las chances de no matricularse entre quienes no trabajaron y quienes lo hicieron con una dedicación de hasta 10 horas semanales ($p=0,972$). Para los que trabajaban por más tiempo en su primer empleo, las chances de dejar la escuela antes de los 19 años son, en cambio, significativamente mayores y aumentan además en forma proporcional a las horas ocupadas (la razón de momios respecto a los que nunca trabajaron aumenta de 1,70 a 1,80, 3,01 y 3,49 en cada tramo sucesivo).

En resumen, estas primeras evidencias apoyan la plausibilidad del efecto del trabajo sobre la deserción y permiten, adicionalmente, una interpretación más afinada. De cualquier forma, es importante notar que el *cuantum* de explicación aportado por estos primeros ajustes es modesto ($\text{pseudor}^2 \approx 0,7$), lo que sugiere que esta dimensión está lejos de dar cuenta de los eventos de deserción en su totalidad. Por otra parte,

es necesario todavía examinar si las relaciones encontradas se mantienen o no cuando se incorporan terceras variables de control.

TABLA 7. MODELOS LOGÍSTICOS DE TIEMPO DISCRETO SOBRE LA PROBABILIDAD DE NO MATRICULARSE EN LA ECUACIÓN FORMAL. COHORTE PISA-UY (2004-2007). AJUSTES [1] A [3] SOLO CON VARIABLES OCUPACIONALES

Yevent	[1]		[2]		[3]	
	OR	P>z	OR	P>z	OR	P>z
Edad = 17	1,28	0,069	1,31	0,046	1,28	0,070
Edad = 18	3,10	0,000	3,21	0,000	3,17	0,000
Edad = 19	3,41	0,000	1,96	0,000	3,44	0,000
Wkhis = no trabajó	0,46	0,000				
Wkhis = trabajó en t0 pero no en t1	1,48	0,015				
Wkhis = trabajó en t0 y en t1	1,23	0,398				
Wkcum = no trabajó			0,43	0,000		
Wkcum = trabajó 2 años hasta t0			0,95	0,823		
Wkcum = trabajó 3 años hasta t0			1,40	0,494		
Wkcum = trabajó 4 años hasta t0			0,83	0,821		
Wkcum = trabajó 5 años hasta t0			1,62	0,577		
Wkhs = 1 a 10 hs semanales					0,99	0,972
Wkhs = 11 a 20 hs semanales					1,70	0,035
Wkhs = 21 a 30 hs semanales					1,80	0,004
Wkhs = 31 a 40 hs semanales					3,01	0,000
Wkhs = 41 a 50 hs semanales					3,49	0,000
Pseudo R2	0,07		0,07		0,07	
Log pseudolikelihood	-2984,4		-2983,8		-2964,2	

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Panel 2007

4.2. Ajuste con variables educacionales y sociodemográficas

4.2.1. Especificación

El siguiente paso consiste en contrastar algunas de las hipótesis especificadas en los ajustes anteriores cuando se introducen en el análisis los efectos de otras dimensiones en teoría asociadas a la deserción y queificarán como variables de control para las hipótesis centrales del artículo. A tales efectos, los modelos [4] a [6] introducen, además de la edad y las variables vinculadas a la inserción ocupacional utilizadas hasta ahora, dos bloques de dimensiones adicionales. La única diferencia entre ellos es la variable mediante la cual se especifican las experiencias de vida laboral de la cohorte PISA-UY.

El primer bloque refiere a aspectos estrictamente asociados a las trayectorias escolares previas de la cohorte PISA-UY. En este caso, se incorporan las siguientes variables: i) *nivel* que da cuenta del tipo de curso que el estudiante realizaba el año anterior a la decisión de no matricularse o al truncamiento de las observaciones (t_0). La categoría de referencia es el ciclo básico de educación media; ii) *desempeño* en las pruebas de matemática en la evaluación PISA, cuya referencia es una agrupación de los niveles más altos (4, 5 y 6); iii) *inasistencia*, que entra como dummy con un valor de "1" cuando el estudiante faltó a 15 o más jornadas escolares el año anterior (t_0); y iv) *drop* = 1 si se registró abandono intra anual en t_0 . La consideración del sector (público/privado) fue desechada debido a que introducía problemas severos de multicolinealidad.

El segundo bloque toma en cuenta características sociodemográficas del estudiante, de su familia de origen y del centro educativo al que asistía en 2003. Las variables incluidas en este caso son: i) *catgocup*, que refiere a la categoría ocupacional de mayor estatus del padre o madre del estudiante en términos de trabajadores no manuales de alta calificación (categoría de referencia), no manuales de baja calificación, manuales calificados y manuales de baja calificación; ii) *hisced*, que da cuenta del máximo nivel educativo alcanzado por el padre o madre del estudiante y cuya categoría de referencia es primaria completa o menos; iii) *entorno* sociocultural del centro educativo, que surge de la caracterización realizada en 2003 en base a los perfiles sociodemográficos agregados de los alumnos evaluados en cada institución por PISA. La categorización reconoce cinco contextos, desde el Muy desfavorable (referencia) al Muy favorable; iv) el sexo del estudiante, captado por la variable *mujer*.

4.2.2. Hallazgos

La introducción de los bloques de variables relativos a las trayectorias educativas y a las características sociodemográficas de los estudiantes en los modelos [4] a [6] mejora notoriamente el ajuste global de los anteriores ($\text{pseudo}R^2 \approx 0,21$) y permite especificar algunas de las conclusiones preliminares sugeridas más arriba relativas al efecto del trabajo sobre la decisión de interrumpir el vínculo con el sistema de enseñanza formal.

En primer lugar, el nivel educativo al que asistía el estudiante en t_0 , que informa en parte sobre las opciones relativas al tipo de orientación seguida y en parte sobre el grado de progresión en los distintos trayectos, resulta significativo en cualquiera de los tres ajustes. El efecto va en el sentido esperado: para los alumnos que asistían al ciclo básico de educación media, que en todos los casos se encontraban en situación de rezago escolar, la decisión de dejar de inscribirse tiene una probabilidad mayor que para el resto. En comparación con ellos, los momios caen a la mitad para los que concurrían a la educación media superior o a cursos técnicos o de formación profesional superior y son incluso diez veces menores para los que habían accedido al nivel terciario. La única excepción son los alumnos de los cursos básicos del CETP. En este caso, las diferencias presentan el signo contrario y son significativas al 90% pero no al 95%. Se trata de una de las pocas ofertas del sistema educativo formal destinadas específicamente a desertores del ciclo básico, estructurada en cursos cortos con una fuerte orientación hacia el mercado laboral. En comparación con el ciclo básico general, la evidencia sugiere que esta modalidad no estaría teniendo éxito en términos de una mayor capacidad de retención del estudiantado. De todos modos, aunque los modelos introducen controles relativos a las características sociales y a las trayectorias educativas previas, es probable que la comparación esté igualmente afectada por la incidencia de otras variables no observadas.

En segundo término, los resultados académicos obtenidos por los estudiantes en las pruebas PISA de 2003 afectan las probabilidades de no matriculación en el sentido esperado, pero lo hacen únicamente para el grupo de más bajo desempeño (niveles 1 y bajo 1), para quienes las probabilidades de interrumpir su escolarización antes de los 19 años aumentan más de una vez y media (los *odds ratios* en comparación con los alumnos que se ubicaron en los niveles 4 a 6 de mejor desempeño son de 1,63, 1,65 y 1,60 en los tres ajustes realizados, significativos al 95%). Estos resultados coinciden en general con los reportados por Fernández *et al* (2009, capítulo 5) para la misma cohorte sobre la probabilidad de desafiliación, a partir de una metodología algo distinta que incorpora análisis multinivel. Hay que subrayar que los estudiantes que en 2003 se ubicaron en los niveles de desempeño 1 y bajo 1 no pudieron demostrar conocimientos o capacidades básicas en las situaciones matemáticas propuestas por los ítems más sencillos de la evaluación, es decir, se ubicaban ampliamente por debajo del umbral de "alfabetización"

básica. Debe llamarse la atención, sin embargo, sobre la inexistencia de diferencias significativas entre los alumnos de mayor desempeño (niveles 4 a 6) y los de desempeño medio o bajo (2 y 3).

En tercer lugar, las probabilidades de no matricularse no varían en ninguno de los tres ajustes entre los estudiantes que registraron altos niveles de ausentismo a clases el año anterior al evento o al truncamiento (t_0) y quienes, en cambio, registraron una asistencia regular a la escuela (los valores p asociados a las pruebas de hipótesis son respectivamente de 0,337, 0,377 y 0,260). Es posible que, al menos en parte, el efecto del ausentismo esté captado por la incorporación de las situaciones de abandono intra anual en t_0 . En este caso, las diferencias son estadísticamente significativas ($p=0,000$) y van en la dirección prevista: las probabilidades de no matricularse son más de cuatro veces mayores para aquellos estudiantes que habían dejado de asistir a la escuela luego de comenzar las clases el año anterior, lo que confirma los hallazgos ya sugeridos por Fernández *et al* (2009).

El bloque de variables sociodemográficas arroja, por su parte, algunas pistas adicionales de interés. El origen familiar se asocia con las probabilidades de interrumpir la escolarización cuando es captado por los logros educativos de los padres del estudiante. Los alumnos provenientes de hogares menos instruidos tienen un mayor riesgo de dejar de matricularse antes de los 19 años, pero las diferencias solo son significativas para los niveles Isced 3A y 5A/6, es decir, para aquellos hogares donde al menos uno de los padres completó la educación media superior o estudios de nivel terciario. En cambio, la distinción entre categorías ocupacionales no arroja diferencias estadísticamente significativas, contrariamente a lo previsto. También en este caso, es probable que parte del efecto esté siendo captado por el nivel educativo del hogar. Por su parte, el entorno sociocultural del centro educativo al que el alumno asistía en 2003 tiene efectos en el sentido esperado, aunque las diferencias únicamente son visibles para los entornos Favorable y Muy Favorable. La probabilidad de matricularse en todos los años sin interrupción entre los 16 y los 19 años es para ellos más de dos veces más alta que para el resto de los estudiantes. Parte de estos resultados se explican por la menor incidencia de la deserción escolar verificada en el sector privado, que representan un gran porcentaje de los centros de estos contextos. Contrariamente a lo previsto, no se registran diferencias significativas en relación al sexo. Finalmente, los riesgos progresivos asociados a la edad se verifican en los ajustes completos en el sentido antes indicado.

Ahora bien, en el marco de nuestras hipótesis de partida interesa resaltar especialmente que los efectos del trabajo sobre la probabilidad de interrumpir la matriculación en el sistema educativo entre los 16 y los 19 años se mantienen cuando se introducen los controles simultáneos asociados a los bloques de variables vinculados a las trayectorias educacionales y a las características sociodemográficas de los alumnos. A niveles constantes en el resto de las dimensiones consideradas, se constata que las chances de llegar a los 19 años sin ningún episodio de no matriculación son menores para los que no habían comenzado a trabajar a esa edad respecto a quienes sí lo habían hecho ($p=0,000$ en el modelo [4]). De nuevo, no se registran diferencias significativas entre quienes estuvieron empleados durante un sólo período y quienes acumularon en cambio dos o más años de trabajo (modelo [5]), tal como lo sugerían los primeros ajustes. Nótese que estos últimos alumnos permanecieron en el sistema educativo al menos durante dos ciclos escolares mientras se desempeñaban en alguna actividad de tipo productivo, es decir, combinaron estudio y trabajo. Además, el modelo [6] confirma que el riesgo asociado a trabajar opera únicamente cuando la dedicación a esta actividad supera un cierto umbral (específicamente, las 30 horas semanales), es decir, cuando se trata de empleos de tiempo parcial o completo. En cambio, no se encuentran diferencias significativas para los que trabajaron en empleos con una dedicación de hasta 10

($p=0,771$) o hasta 20 horas ($p=0,366$) en comparación con los que permanecieron fuera del mercado laboral.

TABLA 8. MODELOS LOGÍSTICOS DE TIEMPO DISCRETO SOBRE LA PROBABILIDAD DE NO MATRICULARSE EN LA ECUACIÓN FORMAL. COHORTE PISA-UY (2004-2007). AJUSTES [4] A [6] CON VARIABLES OCUPACIONALES, EDUCACIONALES Y SOCIODEMOGRÁFICAS

Yevent	[4]		[5]		[6]	
	OR	P>z	OR	P>z	OR	P>z
Edad = 17	1,51	0,007	1,55	0,003	1,51	0,007
Edad = 18	5,84	0,000	6,13	0,000	5,84	0,000
Edad = 19	7,27	0,000	5,46	0,000	7,28	0,000
Wkhis = no trabajó	0,62	0,000				
Wkhis = trabajó en t0 pero no en t1	1,36	0,093				
Wkhis = trabajó en t0 y en t1	1,00	0,996				
Wkcum = no trabajó			0,70	0,001		
Wkcum = trabajó 2 años hasta t0			0,78	0,353		
Wkcum = trabajó 3 años hasta t0			0,72	0,578		
Wkcum = trabajó 4 años hasta t0			0,47	0,402		
Wkcum = trabajó 5 años hasta t0			1,09	0,946		
Wkhs = 1 a 10 hs semanales					0,91	0,771
Wkhs = 11 a 20 hs semanales					1,30	0,366
Wkhs = 21 a 30 hs semanales					1,52	0,086
Wkhs = 31 a 40 hs semanales					2,06	0,001
Wkhs = 41 a 50 hs semanales					2,19	0,000
Nivel = Cursos Básicos en CETP	1,48	0,066	1,47	0,061	1,50	0,057
Nivel = Educación Media Superior	0,45	0,000	0,44	0,000	0,45	0,000
Nivel = Cursos Técnicos o Formación Profesional Superior en CETP	0,50	0,004	0,50	0,004	0,51	0,005
Nivel = Educación Superior	0,10	0,000	0,11	0,000	0,10	0,000
Desempeño = Nivel 2/3	1,25	0,203	1,26	0,195	1,24	0,224
Desempeño = Nivel 1/bajo 1	1,63	0,011	1,65	0,010	1,60	0,014
Inasistencia	0,89	0,337	0,90	0,377	0,87	0,260
Drop	4,07	0,000	4,07	0,000	4,11	0,000
Categocup = no manual baja calificación	1,10	0,519	1,08	0,574	1,07	0,619
Categocup = manual alta calificación	1,10	0,522	1,07	0,673	1,11	0,488
Categocup = manual baja calificación	1,21	0,232	1,17	0,325	1,19	0,276
Hisced = Isced 2	0,87	0,284	0,85	0,222	0,88	0,317
Hisced = Isced 3B/3C completo	0,79	0,387	0,79	0,375	0,81	0,447
Hisced = Isced 3A completo	0,54	0,000	0,54	0,000	0,54	0,000
Hisced = Isced 5A/6 comp	0,50	0,000	0,49	0,000	0,50	0,000
Entorno = Desfavorable	0,76	0,096	0,74	0,075	0,75	0,082
Entorno = Medio	0,77	0,149	0,73	0,091	0,76	0,146
Entorno = Favorable	0,44	0,001	0,43	0,000	0,46	0,001
Entorno = Muy favorable	0,41	0,001	0,39	0,001	0,42	0,002
Mujer	0,94	0,518	0,93	0,442	0,97	0,724
Pseudo R2	0,21		0,21		0,21	
Log pseudolikelihood	-2.446,8		-		-	
			2461,4		2440,3	

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Panel 2007

En resumen, la evidencia para la cohorte PISA-UY indica que los efectos netos del trabajo como factor de riesgo de la no inscripción son significativos aun cuando se controla por la trayectoria educacional y por el contexto familiar, pero los impactos se especifican de acuerdo a las características del tipo de empleo y de la trayectoria vital laboral del estudiante. Por otra parte, los resultados sugieren que la explicación de los eventos vinculados a la deserción escolar en estos tramos de edad se encuentra lejos de agotarse en términos de la contraposición estudio/trabajo.

El supuesto implícito en los ajustes anteriores es que el efecto de las experiencias laborales es igual para diferentes valores de las restantes variables independientes. Sin embargo, no hay razones sustantivas de fondo para aceptar esta restricción. En particular, interesa examinar como último paso del análisis tres hipótesis que indagan si comenzar a trabajar tiene un impacto distinto sobre las decisiones de continuar estudiando o dejar de hacerlo en las distintas edades (a), para hombres y para mujeres (b) y en función del nivel educativo alcanzado en t_0 (c). Con tal motivo se presentan en la tabla 8 los efectos de interacción entre haber trabajado el año anterior al evento o al truncamiento y las tres variables de interés. La tercera columna indica la razón de cambio en los momios de no matricularse asociados a haber trabajado para cada categoría de la variable independiente. Si este valor permanece constante, debe aceptarse un efecto proporcional, en tanto debería rechazarse en caso contrario. A efectos de facilitar la exposición, se comentan los resultados manteniendo las restantes variables en sus valores de referencia, aunque debe subrayarse que esto no afecta en nada las conclusiones obtenidas.

El primer ejercicio sugiere que el impacto de comenzar a trabajar es más importante a edades menores o, lo que es lo mismo, que la razón de cambio tiende a disminuir en los tramos más altos de edad. Este resultado parece coherente con la experiencia sobre el tema, aunque las diferencias recién se observan con claridad a partir de los 19 años (el término de interacción es significativo con un $p=0,002$). En relación a los 16, la razón de cambio también disminuye para $t=18$, pero en este caso la diferencia es significativa al 90%, pero no al 95% ($p=0,081$). En segundo lugar, la experiencia laboral afecta en forma similar a varones y a mujeres ($p=0,446$). A pesar de que los primeros tienen una mayor participación en el mercado de trabajo, tal como se indicó antes, el riesgo que supone para unos y otras el hecho de obtener un empleo mientras estudian es el mismo. Este resultado parece relevante por cuanto el trabajo suele señalarse como una causa de deserción escolar eminentemente masculina. Finalmente, el nivel educativo que el estudiante había alcanzado el año anterior a que se registrara el evento de no matriculación o a que se truncaran las observaciones tampoco parece incidir en el efecto que tiene haber comenzado a trabajar. Las razones de cambio para cada interacción no superan las pruebas de hipótesis, con la eventual excepción del nivel de educación superior en que es posible que disminuyan ($p=0,058$). Este resultado, contrario a lo previsto, parecería indicar que haber avanzado en la educación media o haber optado por cursos más generales o, alternativamente, de orientación técnica, no previene contra los riesgos asociados a comenzar a trabajar.

TABLA 9. EFECTOS DE INTERACCIÓN ENTRE EL TRABAJO Y LA EDAD, EL SEXO Y EL NIVEL PREVIO DEL ESTUDIANTE

Interacciones (a) Trabajo previo y edad	p/(1-p)*		Razón de cambio	Sig. de la interacción
	trabajó	no trabajó		
16 años	2,368	1,000	2,368	
17 años	3,499	1,478	2,368	p=0,736
18 años	8,549	6,968	1,227	p=0,081
19 años	6,877	6,792	1,013	p=0,002
(b) Trabajo previo y sexo				
Varón	1,558	1,000	1,013	
Mujer	1,558	1,000	1,013	p=0,446
(c) Trabajo previo y nivel previo				
Ciclo Básico	2,020	1,000	2,020	
Cursos básicos	3,546	1,756	2,020	p=0,257
Educación Media Superior	0,951	0,471	2,020	p=0,369
Cursos Técnicos/Formación Profesional Superior	1,135	0,562	2,020	p=0,364
Educación Superior	0,079	0,136	0,582	p=0,058

Fuente: Elaboración propia en base a la Encuesta Panel 2007
 * Los resultados refieren a la razón de momios con el resto de las variables en los valores de las respectivas categorías de referencia.

5. A MODO DE CIERRE

La naturaleza longitudinal de los datos empleados permite analizar las asociaciones entre trabajo y asistencia a educación en el tiempo atendiendo al momento en que se producen los distintos eventos en una y otra esfera. Esto abre nuevas e interesantes perspectivas de análisis en comparación con la mayor parte de la investigación de carácter transversal disponible hasta recientemente en el país, sobre la base de la cual nos hemos visto frecuentemente en la necesidad de suponer antecedentes temporales y adjudicar en consecuencia relaciones de causalidad sin una adecuada base empírica, con los riesgos correspondientes.

El ajuste de modelos logísticos de tiempo discreto sugiere cinco resultados básicos interesantes. Primero, los hallazgos presentados sustentan la hipótesis de un efecto específico de las experiencias de vida laboral de los estudiantes uruguayos sobre la interrupción de la actividad académica entre los 15 y los 19 años, materializada por la decisión de no inscribirse en el sistema educativo formal al inicio de un nuevo ciclo escolar. Estos efectos resistieron el control de terceras variables relativas a la propia trayectoria académica del estudiante y a distintos aspectos relativos a su contexto sociodemográfico y al tipo de institución a la que asistieron. De todos modos, no debe perderse de vista que, por ponerlo en estos términos, la mayor parte de la deserción no se explica por el trabajo. De hecho, los modelos presentados mejoran sustantivamente cuando se añaden otras dimensiones extralaborales. Segundo, una parte importante de los alumnos que deciden no seguir en la escuela luego de haber comenzado a trabajar lo hace tras haber logrado conciliar estudio y trabajo durante más de un año. Parece importante pensar en respuestas específicas para estas situaciones orientadas a prevenir la posible interrupción posterior del vínculo con el sistema de enseñanza. Tercero, la evidencia indica que la incompatibilidad entre ambas actividades opera únicamente cuando el empleo del estudiante le supone dedicar una carga de tiempo alta. En cambio, a igualdad de otras condiciones, no se hallaron diferencias significativas entre aquellos

que no trabajan y los que lo hacen a media jornada o por menos horas. Cuarto, el análisis de los efectos de interacción sugiere que las probabilidades de dejar de estudiar asociadas a la vinculación con el mercado de empleo tienden a decrecer con la edad y, posiblemente, para los que lograron ingresar a la educación superior antes de trabajar. En este sentido, resulta vital proteger especialmente a los más pequeños y redoblar los esfuerzos para que los estudiantes logren progresar en tiempo por los trayectos escolares. Quinto, no se encontraron diferencias entre varones y mujeres, ni en cuanto a las probabilidades genéricas de dejar de matricularse ni específicamente en relación al riesgo que supone para unos y otras el comienzo de la vida laboral.

Los resultados expuestos se obtienen sobre una cohorte de jóvenes caracterizada al mismo tiempo por una alta "mortalidad" educativa y por sus todavía mayores niveles de participación en el mercado de empleo. Como se argumentó, la primera circunstancia está en parte vinculada a la segunda, aunque no de manera lineal ni mucho menos determinante. Los esfuerzos necesarios para mejorar los serios problemas de deserción escolar que enfrenta el Uruguay no pueden agotarse en políticas específicas orientadas a disminuir el impacto del trabajo, pero sí deberían incorporarlo como un dato de la realidad. Sin dudas, el reto más acuciante consiste en lograr que la enseñanza, especialmente en el tramo medio, se constituya en una oferta más atractiva, significativa y con impactos reales en las trayectorias vitales de un conjunto mayor de jóvenes. La postergación de la salida de la escuela y de la entrada al trabajo constituye un objetivo básico en este sentido que requerirá de profundas transformaciones educativas pero también de la consolidación de otros sistemas de protección social orientados a estas edades. De cualquier forma, es altamente probable que un conjunto importante de jóvenes siga transitando en forma prematura al mercado de empleo en los próximos años, especialmente entre los sectores socialmente más vulnerables. Será necesario desarrollar políticas educativas específicas que procuren amortiguar el impacto de estas situaciones sobre las trayectorias escolares y contribuyan a cortar uno de los círculos más críticos de reproducción de la estructura de desigualdades.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANEP–PISA (2004). *La evaluación internacional PISA. Material de divulgación para Uruguay*, Gerencia de Investigación y Evaluación, Montevideo.
- ANEP (2005). *Panorama de la educación en el Uruguay. Una década de transformaciones (1992-2004)*, Gerencia de Investigación y Evaluación, Montevideo.
- Boado, M. (2009). Transición a la ocupación y desigualdad social en la juventud uruguaya en 2007. En *El Uruguay desde la sociología VII*, Montevideo (en prensa).
- Boado, M. y Fernández, T. (2006). *Trayectorias académicas y capitalización de conocimientos en el panel de alumnos de Uruguay evaluados por PISA 2003*, Departamento de Sociología, Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República, Montevideo.
- Boado, M. y Fernández, T. (2008). *Estudio longitudinal de los estudiantes evaluados por PISA 2003 en Uruguay. Primeros resultados*, Informe de Investigación n.º 42, Departamento de Sociología, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Montevideo.
- Boudon, R. (1974). *Education, opportunity and social inequality*, New York, Wiley.

- Breen, R. y Goldthorpe, J. (1997). Explaining educational differentials: towards a formal rational action theory", *Rationality and Society*, n.º 9, Cornell University.
- D'Amico, R. (1984). Does employment during high school impact academic progress?. *Sociology of Education*, n.º 57.
- Erikson, R. y Jonsson, J. O. (1996). Explaining class inequality in education: the Swedish test case", en Erikson, R. y Jonsson, J. O. (eds.), *Can education be equalized? The Swedish case in comparative perspective*, Westview-Press, Boulder, Colorado.
- Erikson, R.; Goldthorpe, J.; Jackson, M.; Yaish, M. y Cox, D. (2005). *On class differentials in educational attainment*, National Academy of Sciences, USA.
- Fernández, T. y otros (2009). *La desafiliación y el abandono de la Educación Media en la cohorte de estudiantes evaluados por PISA 2003 en Uruguay*, Informe de Investigación n.º 45, Departamento de Sociología, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Montevideo.
- Fernández, T.; Boado, M. y Bonapelch, S. (2008). *Reporte Técnico del Estudio Longitudinal de los estudiantes evaluados por PISA en 2003 en Uruguay*, Informe de Investigación n.º 40, Departamento de Sociología, Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República Oriental del Uruguay, Montevideo.
- Goldthorpe, J. (1997). Class analysis and the reorientation of class theory: the case of persistent differentials in educational attainment. *British Journal of Sociology*, 47.
- Pereira, K. M.; Harris, K. M y Lee, D. (2006). Making it in America: High school completion by immigrant and native youth. *Demography*, 43.
- Rumberger, R. W. y Lim, A. S. (2008). *Why students drop out of school: a review of 25 years of research*. California Dropout Research Project Report n.º 15, University of California, Santa Barbara.
- Shanahan, M., J y Flaherty, B. P (2001). Dynamic patterns of time use in adolescence", en *Child Development*, 72.
- Warren, J. R. y Lee, J. C. (2003). The impact of adolescent employment on high school dropout: differences by individual and labour-market characteristics. *Social Science Research*, 32.
- Warren, J. R. (2002). Reconsidering the relationship between student employment and academic outcomes: a new theory and better data. *Youth y Society*, 33.