



REICE. Revista Iberoamericana sobre
Calidad, Eficacia y Cambio en Educación
E-ISSN: 1696-4713
RINACE@uam.es
Red Iberoamericana de Investigación Sobre
Cambio y Eficacia Escolar
España

Cardozo Politi, Santiago

TRAYECTORIAS ALTERNATIVAS EN LA TRANSICIÓN EDUCACIÓN-TRABAJO

REICE. Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación, vol. 10, núm. 1,
2012, pp. 108-127

Red Iberoamericana de Investigación Sobre Cambio y Eficacia Escolar
Madrid, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=55123361008>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

ISSN: 1696-4713



TRAYECTORIAS ALTERNATIVAS EN LA TRANSICIÓN EDUCACIÓN-TRABAJO

Santiago Cardozo Politi

Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación
(2012) - Volumen 10, Número 1

<http://www.rinace.net/reice/numeros/arts/vol10num1/art7.pdf>

Fecha de recepción: 14 de octubre de 2011
Fecha de dictaminación: 12 de diciembre de 2011
Fecha de aceptación: 20 de diciembre de 2011

El artículo discute dos problemas sobre las trayectorias de transición entre educación y trabajo. El primero es que las trayectorias académicas y laborales durante la adolescencia no se entienden cabalmente a partir de la consideración de eventos transicionales únicos –respectivamente, la salida de la escuela y el ingreso al primer empleo–, como propone la perspectiva del ciclo de vida (Elder *et al.*, 2004). Sugeriré, alternativamente, que un conjunto importante de las trayectorias sigue secuencias no lineales caracterizadas por etapas de afiliación difusa o intermitente en el sistema educativo o en el mercado de trabajo. En particular, me interesa mostrar que la interrupción de los estudios puede ser revertida. Si esto es correcto, es necesario realizar una distinción entre las trayectorias que suponen una desvinculación académica sostenida en el tiempo, conceptualizado por Fernández *et al.*, (2010) como desafiliación escolar, y aquellas en las que, por el contrario, la salida de la escuela es transitoria¹. He propuesto en otro lado (Cardozo, 2010) el término *stopout* en referencia a estas últimas. Mientras que existe una importante acumulación de estudios en torno al problema de la desafiliación escolar, las trayectorias de tipo *stopout* han recibido una atención comparativamente marginal en la literatura especializada. Este artículo se propone avanzar precisamente sobre este punto, lo que supone trasladar el foco del análisis hacia el período posterior a la interrupción del vínculo académico. El segundo problema refiere al efecto que tiene la transición al mercado laboral sobre la afiliación educativa. Los desarrollos sobre el tema se concentran frecuentemente en los riesgos que, para un estudiante, conlleva el hecho de iniciar su vida activa mientras se encuentra todavía afiliado al sistema educativo (entre otros, Cabrera, 2010; Cardozo, 2009). Como el foco de mi problema no radica en la interrupción de los estudios como evento puntual sino en su carácter temporario o permanente, procuraré extender el análisis de los vínculos entre educación y trabajo al período posterior a la primera desvinculación. Específicamente, estudiaré cómo afectan las experiencias laborales previas y posteriores a la salida de la escuela, ya no al abandono en sí, sino a la probabilidad de retomar o no la actividad escolar.

En base a la *Encuesta retrospectiva sobre trayectorias académicas y capitalización de conocimientos en el panel de alumnos de Uruguay evaluados por PISA en 2003* exploraré, en primer término, los dos eventos de interés (la interrupción de los estudios y el ingreso al mercado de trabajo) y su calendario. En segundo lugar, procuraré mostrar que tanto la desvinculación educativa como la inserción laboral entre los 15 y los 19-20 años constituyen estados que frecuentemente terminan revirtiéndose. Por último, someteré a examen un conjunto de hipótesis explicativas sobre los factores que inciden en la probabilidad de que la interrupción de los estudios sea temporaria y no definitiva, con especial énfasis en el efecto que sobre este resultado tienen los vínculos con el mercado de trabajo, antes y después de dicha interrupción.

1. FUNDAMENTACIÓN TEÓRICA: ELABORACIÓN CONCEPTUAL DEL PROBLEMA

El artículo parte de la intersección de tres ejes de conceptualización teórica: i) el curso de vida y los procesos de transición hacia la vida adulta, ii) la producción y reproducción de las desigualdades sociales y iii) los procesos de toma de decisiones educacionales y ocupacionales. La salida de la escuela y el

¹ El concepto de desafiliación es tributario de los desarrollos de Castel (2000) y pretende articular el estudio de las trayectorias juveniles con el tipo y grado de integración o exclusión respecto a las fuentes principales que transfieren bienestar (ingresos, bienes y servicios) derivadas del estado y el mercado.

ingreso al mercado laboral han sido entendidos como dos de los eventos típicos que pautan las transiciones juveniles hacia la vida adulta (Filgueira, 1998; Leccardi, 2005). Este período biográfico, relativamente breve, constituye un momento crítico para observar la activación de los mecanismos de producción y reproducción intergeneracional de las oportunidades y riesgos sociales (Cardozo y Iervolino, 2009). La perspectiva del ciclo de vida (Elder *et al.*, 2004) conceptualiza las transiciones juveniles en base a la noción de moratoria de roles y de los cambios en los mecanismos de regulación de expectativas, derechos y obligaciones que derivan de la re-afiliación institucional (p.e., del pasaje desde la escuela al trabajo). Su formulación inicial reconocía un modelo básico de transición definido por una secuencia lineal y un calendario socialmente regulado de eventos y logros en cada etapa biográfica, al tiempo que las trayectorias restantes eran visualizadas esencialmente como formas más o menos desviadas respecto a esta pauta normativa (Fernández *et al.*, 2010).

Esta perspectiva tiene gran potencialidad para dar cuenta de trayectorias caracterizadas por secuencias en un único sentido que vienen asociadas normativamente a hitos biográficos claros y previsibles como la finalización de la enseñanza obligatoria, el ingreso a la educación superior o el inicio de la vida activa. Aunque difieren en el grado de determinismo de las restricciones impuestas por el entorno, los enfoques del ciclo de vida suponen esquemáticamente que las personas eligen entre un *pool* de itinerarios socialmente disponibles y claramente establecidos: seguir estudios superiores, culminar la educación media, insertarse en el mercado de trabajo, etc.

En parte como respuesta a esta tradición teórica, la perspectiva biográfica (Casal *et al.*, 2006) enfatiza que los itinerarios juveniles son en buena medida construcciones individuales en las que se articulan la elección racional, las estrategias de futuro y las emociones con las restricciones y oportunidades sociales y culturales. Como el espacio de oportunidades y restricciones es dinámico, las estrategias individuales pueden sufrir actualizaciones permanentes, lo que implica que no siguen necesariamente una pauta lineal.

En relación al segundo eje de conceptualización, la teoría sociológica ha subrayado cómo las trayectorias juveniles y en particular las modalidades y calendarios de las transiciones educación-trabajo están condicionadas en gran medida por la estructura social y, a su tiempo, configuran las posibilidades futuras de movilidad o mantenimiento de la posición de origen. Buena parte de la reflexión teórica genérica sobre la asociación entre logros educativos, inserción ocupacional y estratificación social resulta útil para el estudio planteado. La perspectiva más influyente en este sentido remite a los aportes de la sociología francesa (Bourdieu y Passeron, 1997; Bourdieu, 2000) vinculados a la teoría del capital cultural. Sintéticamente, esta tradición ve en la desarticulación entre la cultura de la clase trabajadora y la que predomina en la escuela la fuente predominante de estratificación educativa, lo que ubica al sistema escolar como uno de los mecanismos básicos de reproducción intergeneracional de las posiciones de clase, a las cuales contribuye a legitimar sancionando socialmente como logros adquiridos privilegios de carácter adscripto. En su versión anglosajona, asociada principalmente a los trabajos de Bernstein (1989), propone una cadena causal que va desde la ubicación del hogar en la división social del trabajo a la transmisión vía socialización primaria de un código lingüístico elaborado o restringido y, de allí, al tipo de desempeño del joven, primero en la escuela y posteriormente en su inserción ocupacional.

El tercer nivel de conceptualización remite a la tradición del individualismo metodológico y en particular a la perspectiva del *rational choice*. Desde este punto de vista, la teoría del capital humano considera las opciones educativas y laborales como decisiones racionales que realizan los individuos con el fin de incrementar su eficiencia productiva y sus ingresos. Esquemáticamente, las personas son

conceptualizadas como agentes racionales que deciden entre distintos cursos de acción en base a la maximización del costo-beneficio de continuar la formación o acceder al mercado de trabajo en cada etapa. Desde la sociología, los desarrollos de Boudon (1974), Breen y Goldthorp (1997), Erikson y Jonsson (1996) y Van de Werfhorst y Hofstede (2007), entre otros, articulan las derivaciones de la teoría de la acción racional con el efecto de la estructura social en la elección de los cursos de acción.

Desde esta perspectiva, las aspiraciones educativas y ocupacionales son también entendidas como un plan racional, pero la toma de decisiones está afectada tanto por los efectos primarios de la estratificación sobre los logros educacionales como por la valoración diferencial de los costos y beneficios en función de la clase social de origen. Estos enfoques brindan elementos teóricos para discutir el grado y tipo de racionalidad micro que los jóvenes ponen en juego al momento de decidir sobre sus trayectorias de transición, pero logran articularlos con las oportunidades y restricciones del entorno macro.

En Uruguay existe una creciente acumulación académica sobre trayectorias de transición juvenil, favorecida en los últimos años por el incipiente desarrollo de estudios de tipo longitudinal que han permitido mejorar los abordajes metodológicos y redefinir las orientaciones conceptuales. En su trabajo fundacional en base a la primera Encuesta Nacional de Juventud de 1990, Filgueira (1998) mostró la forma en que las trayectorias juveniles en dimensiones como educación, trabajo y familia impactaban en las características de la transición al mundo adulto, a través de una pauta profundamente segmentada por clase de origen y género. El estudio constituye el antecedente más claro a una nueva generación de investigaciones desarrolladas en los últimos años en el país. Cardozo y Iervolino (2009) replicaron este abordaje a partir de la simulación de falsas cohortes. Sus resultados llamaron la atención sobre el carácter no necesariamente lineal de las trayectorias educativas y laborales. En particular, mostraron para distintas cohortes generacionales, que una parte importante de los jóvenes que transita hacia el mercado de empleo se retrae posteriormente entre los 15 y los 25 años, sugiriendo trayectorias no lineales o intermitentes.

Por su parte, en base a series para el período 1996-2008, Casacuberta y Bucheli (2010) han mostrado que la edad juega en contra de la asistencia al sistema educativo y a favor de la participación en el trabajo, mientras que los logros educativos tienen el efecto inverso. Su estudio concluye que, a igualdad de otros factores, la asistencia al sistema educativo y la actividad laboral están negativamente correlacionadas. En un sentido similar, Filardo (2010) señala, a partir de la Encuesta Nacional de Adolescentes y Jóvenes de 2008, calendarios casi superpuestos para la salida del sistema educativo y el primer empleo. En base a la misma información, Cabrera (2010) concluye que el abandono precoz del sistema educativo se asocia a calendarios más tempranos de ingreso al mercado laboral, pero advierte que, en las edades mayores, la compatibilidad entre estudio y trabajo es más probable. Asimismo, su trabajo confirma que el primer empleo, especialmente para los adolescentes, suele ser de tipo intermitente, de corta duración, precario y desprotegido.

El seguimiento del panel de estudiantes evaluados por el Programa PISA en 2003 ambientó en los últimos años otro conjunto de estudios sobre el tema. Boado (2009) analizó el efecto relativo de los factores clásicos de desigualdad social (sexo y clase), los mecanismos de acceso al empleo y las competencias adquiridas en la escuela sobre la propensión a la actividad económica y los logros ocupacionales en torno a la segunda década de vida. Sus conclusiones demuestran una elevada propensión a trabajar para esta cohorte –incluso, aunque menor, entre los asistentes a la educación superior– y destacan el fuerte peso de las desigualdades basadas en la clase y el sexo sobre las trayectorias ocupacionales.

Los estudios específicos sobre desafiliación escolar (Cardozo; 2010; Fernández, 2010) han documentado, en tanto, un conjunto de efectos que alientan la desvinculación académica precoz. Entre ellos, cabe destacar, en primer lugar, el origen socio-ocupacional. Segundo, que la edad juega en términos generales "en contra" de una inserción escolar plena, es decir, que los eventos que comportan un relajamiento de los vínculos con el sistema educativo o, directamente, su interrupción temporal o definitiva, son cada vez más probables a medida que transcurre el tiempo, especialmente ante situaciones de rezago. Tercero, que los logros educativos previos, incluida la progresión escolar y el desarrollo de competencias académicas, incentiva la permanencia en el sistema educativo. Cuarto, que las transiciones juveniles en otros ámbitos comportan un alto riesgo para la continuidad de las trayectorias escolares. En el ámbito doméstico, los estudios referidos mostraron efectos significativos de la conformación de un hogar propio y del inicio del ciclo reproductivo sobre la propensión a dejar los estudios, conclusión que coincide con los resultados reportados por Noboa (2010), Casacuberta y Bucheli (2010) y Filardo (2010). Respecto a la transición al trabajo, por fin, la evidencia indica efectos más moderados, aunque de todos modos importantes. Cardozo (2009) ha mostrado que 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 y ha sugerido que las probabilidades de dejar de estudiar asociadas a la vinculación con el mercado de empleo tienden a decrecer con la edad y el logro académico alcanzado al momento de la transición al primer empleo.

2. MÉTODO

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 en 2003*, coordinada por Boado y Fernández desde el Departamento de Sociología de la FCS/UdelaR y aplicada durante el año 2007². La encuesta permite reconstruir los itinerarios educativos y ocupacionales de la Cohorte Pisa desde agosto de 2003 hasta mediados de 2007, lo que corresponde a la etapa vital entre los 15 y los 19 o 20 años. 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).

Las exploraciones preliminares trabajan esencialmente a partir del desarrollo de análisis de supervivencia y tablas descriptivas simples. En tanto, las hipótesis específicas relativas a la probabilidad de retomar los estudios luego de la primera interrupción académica –precisadas más adelante- se basan en la especificación de un modelo logístico de tiempo discreto. El modelo surge del ajuste de la ecuación [I]:

$$[I] \quad \ln \left(\frac{q_{it}}{1-q_{it}} \right) = \alpha_t + \beta_t t + \beta_x X + \beta_z Z_t$$

² El panel Pisa abarcó el período 2003-2007, es decir, hasta aproximadamente los 19 años. En este momento, se encuentra en preparación la segunda encuesta retrospectiva a la misma cohorte de estudiantes, prevista para 2012. Este relevamiento brindará la oportunidad de contrastar las hipótesis que se desarrollan en este artículo en un período temporal más amplio.

donde el subíndice t representa cada año fuera del sistema educativo, q_{it} es la probabilidad condicional de que el sujeto i experimente el evento de interés (la reinscripción en la escuela) en la duración t y la constante (α_0) representa el valor del logit de q_{it} para la duración $t=1$ incorporada como categoría de referencia. Las duraciones t ingresan al modelo como un conjunto de variables *dummy*. Los coeficientes β_t indican los cambios en la probabilidad condicional de experimentar el evento en cada duración t en relación a $t=1$ ³. β_X es un estimador del efecto del vector de un conjunto de variables explicativas X que no cambian en el tiempo (p.e., el sexo) y β_Z estima el efecto un vector de variables Z que pueden cambiar de estado en cada duración t (p.e., la situación ocupacional o el estado conyugal). Exponenciando ambos términos de la igualdad en la ecuación anterior, puede reescribirse el modelo en su forma multiplicativa, en la que la exponencial de cada uno de los coeficientes se interpreta como la razón de cambio en los momios de experimentar el evento:

$$[II] \left(\frac{q_{it}}{1-q_{it}} \right) = e^{\alpha_0 + \beta_t T + \beta_X X + \beta_Z Z}$$

El modelo definido es un *logit simple*, pero especificado sobre una base de datos en formato expandido donde los registros corresponden a *personas/duraciones*. Por definición, la estructura anidada de esta información viola el supuesto de independencia de las observaciones, no entre sujetos pero sí entre los períodos de observación para cada individuo. Las estimaciones de los coeficientes asociados a cada variable independiente continúan siendo insesgadas, pero las estimaciones de los errores estándar no, lo que afecta las pruebas de hipótesis asociadas a los tests de significación de los β . Por tal motivo, el ajuste incorporará estimaciones robustas para los errores estándar, lo que corrige el hecho de que las observaciones para cada sujeto no sean independientes⁴.

El análisis considera a todos los individuos de la cohorte Pisa que se desvincularon al menos una vez del sistema educativo ($n=1.230$, sin ponderar), desde el primer año posterior a la decisión ($t=1$) hasta que se reinscriben. Los jóvenes que no experimentaron el evento de interés en $t=4$ (los que permanecen desafiliados), son tratados como casos censurados (*right censored*). En total, se trabajó sobre 1.863 observaciones. El evento de interés es, naturalmente, la reincisión educativa luego del primer evento de desvinculación académica. Las interrupciones vienen dadas por a) la no matriculación a un centro de enseñanza o ii) el abandono de los cursos antes del final del año lectivo y culminan cuando el estudiante se reinscribe o al final del panel.

³ Se asume el supuesto de momios proporcionales entre los coeficientes β y t , descripto por Blossfeld, Golsch y Rohwer (2007). Esto supone que las variables explicativas pueden incidir en el riesgo del evento –estrictamente en sus momios, es decir, en $q/(1-q)$, pero que dicha incidencia es proporcional en cada duración t .

⁴ Específicamente, se utilizó el comando *cluster* de STATA, lo que modifica las estimaciones de los errores estándar pero no de los coeficientes.

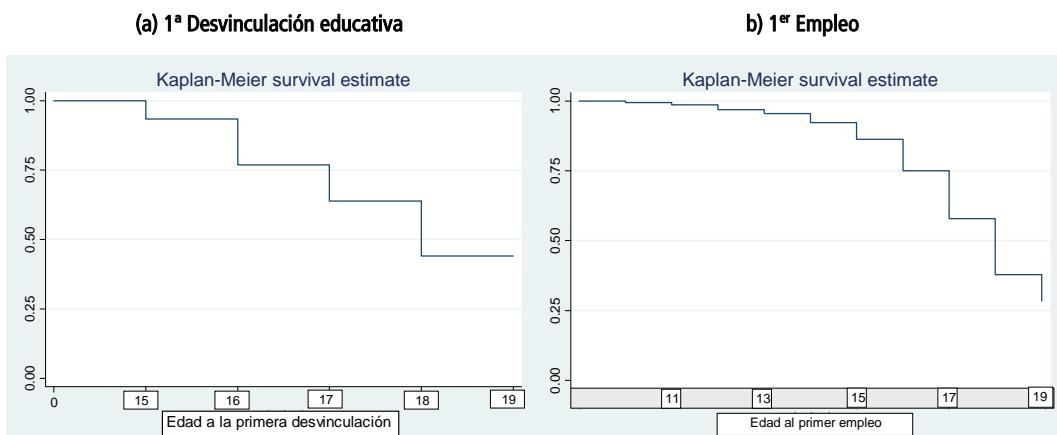
3. RESULTADOS

3.1. Exploración preliminar

He argumentado en la introducción que las trayectorias académicas y laborales durante la adolescencia no se describen adecuadamente a partir de la consideración de un único evento transicional. En este apartado, contrastaré los resultados que se desprenden de los análisis de supervivencia al primer evento de desvinculación educativa y al primer empleo hasta los 19 años con la situación de los jóvenes posterior a ambas transiciones. El punto clave consiste en considerar la posibilidad de que ambos estados (no estudia y/o trabaja) pueden ser revertidos.

Las series presentadas en el gráfico 1 permiten estimar la proporción acumulada de supervivientes a uno y otro evento para cada edad hasta los 19 años. En este contexto, interesa especialmente retener dos resultados. Primero, que seis de cada diez estudiantes de la cohorte Pisa se desvincularon en alguna oportunidad del sistema educativo formal entre los 15 y los 19 años, ya sea porque dejaron de asistir a clases antes del término del año lectivo (abandono intra-anual) o porque decidieron no volver a matricularse al siguiente. Segundo, que en torno a su 19º aniversario, las tres cuartas partes había realizado el tránsito a su primer trabajo de al menos tres meses de duración. El examen visual de los calendarios respectivos muestra, asimismo, que la proporción de "supervivientes" en cada edad es mayor en la trayectoria educativa que en la laboral, lo que refleja el hecho de que una parte importante de estos jóvenes ha combinado estudio y trabajo durante esta etapa de su biografía.

**GRÁFICO 1. SUPERVIVENCIA A LA PRIMERA DESVINCULACIÓN EDUCATIVA
(A) Y AL PRIMER EMPLEO (B) HASTA LA EDAD 19. COHORTE PISA**



Fuente: elaboración propia con base en la encuesta Panel 2007. Base ponderada. Proyecto DS/FCE 102

El aspecto sustantivo a los efectos del argumento central es, sin embargo, la consideración de las trayectorias posteriores a estos dos eventos. La evidencia muestra en este sentido que, ni las historias académicas terminan siempre tras la primera desvinculación escolar, ni el inicio de la vida laboral constituye un estado permanente, al menos en las edades consideradas. La tabla 1 considera exclusivamente al subconjunto de la cohorte que tuvo su primera interrupción académica y presenta el análisis de "supervivencia" al evento de rematriculación. El tiempo -medido en años- transcurrido fuera del sistema luego de la desvinculación define el período en que el joven estuvo expuesto a la posibilidad

de revertir la decisión de dejar los estudios. Aquellos que, al término de las observaciones no habían regresado al sistema educativo son considerados como casos censurados (*right censored*).

TABLA 1. "SUPERVIVENCIA" AL EVENTO "REINSCRIPCIÓN" AL SISTEMA EDUCATIVO SEGÚN TIPO DE DESVINCULACIÓN⁵

[1] Total que interrumpió sus vínculos con el sistema educativo*					
Time	[1] Total en riesgo (base 100)	[2] Reinscribe en <i>t</i>	[3] <i>qt</i>	[4] <i>St</i>	[5] <i>Dt</i>
1er año en riesgo	100	54,2	0,542	0,458	0,542
2º año en riesgo	45,8	4,8	0,104	0,411	0,589
3er año en riesgo	41,1	1,8	0,043	0,393	0,607
4º año en riesgo	39,3	0,2	0,005	0,391	0,609
[2] Interrumpieron por no inscripción					
Time	Total en riesgo (base 100)	Reinscribe en <i>t</i>	<i>qt</i>	<i>St</i>	<i>Dt</i>
1er año en riesgo	100	45,0	0,450	0,550	0,450
2º año en riesgo	55,0	1,5	0,027	0,535	0,465
3er año en riesgo	53,5	1,7	0,032	0,518	0,482
[2] Interrumpieron por abandono intra-anual					
Time	Total en riesgo (base 100)	Reinscribe en <i>t</i>	<i>qt</i>	<i>St</i>	<i>Dt</i>
1er año en riesgo	100	60,1	0,601	0,399	0,601
2º año en riesgo	39,9	6,9	0,172	0,331	0,669
3er año en riesgo	33,1	1,8	0,055	0,313	0,688
4º año en riesgo	31,3	0,3	0,011	0,309	0,691

* Jóvenes con al menos un evento de desvinculación al sistema educativo entre los 15 y los 18 años ($p=0,598$)

Fuente: elaboración propia con base en la encuesta Panel 2007. Base ponderada. Proyecto DS/FCE 102

En base a la evidencia para la cohorte Pisa se estima que la probabilidad de que un estudiante vuelva a matricularse luego de una primera interrupción es elevada: en términos acumulados, se ubica en $p=0,609$ (36,4% del total de la cohorte). Los primeros exámenes descriptivos indican, además, que las reinserciones se concentran muy fuertemente en el año inmediatamente posterior a la desvinculación (la probabilidad de que un joven vuelva a matricularse exactamente el primer año es de $p=0,542$) y caen drásticamente en los subsiguientes ($p=0,104$, $p=0,043$ y $p=0,005$ para el segundo, tercero y cuarto, respectivamente). Esta conclusión debe tomarse con cierta cautela: al contar únicamente con cinco años de observación, la posibilidad de registrar una reinscripción más allá de los primeros años fuera del sistema educativo es pequeña para aquellos estudiantes que se fueron sobre el final del panel, puesto que las observaciones se censuran. De todos modos, aun si se consideran únicamente los episodios más largos, las probabilidades de reinserción a partir del segundo año fuera de la escuela son marginales (esta información no figura en la tabla referida).

Por otra parte, el análisis por tipo de desvinculación sugiere que la reinserción educativa constituye un resultado sensiblemente más esperable cuando la interrupción del vínculo académico se ha producido por abandono intra-anual ($p=0,691$) en comparación con los eventos que suponen una decisión de no

⁵ Las series muestran respectivamente, la población "en riesgo" en cada año / [1], la proporción que se rematriculó en cada duración / [2], la probabilidad de una reinscripción en / condicionada a no haberlo hecho antes [3], la proporción acumulada de "supervivientes" en cada duración / [4] y su inverso [5].

matriculación ($p=0,482$), aunque en ambos casos se aprecia un calendario básicamente similar. En definitiva, la evidencia respalda el argumento central de que los eventos de reinserción académica están lejos de ser situaciones excepcionales.

El análisis de movilidad entre origen (nivel/modalidad del que abandonan)⁶ y destino (nivel al que se reinscriben) los *stopouts* sugiere algunas pautas de interés (tabla 2). En primer lugar, aproximadamente las dos terceras partes de los estudiantes que retornan al sistema educativo (68,9%) lo hace en la misma modalidad y nivel que cursaba al momento de la interrupción⁷. Esta proporción podría subestimar cambios de orientación o de carrera dentro de la EMS, de la ES o del CETP, que no son captados en esta descripción preliminar.

De mayor interés es, en segundo término, observar la pauta que siguen los "móviles". La primer situación a destacar es la de aquellos estudiantes que interrumpieron en CB, EMS e incluso ES y que se reincorporaron posteriormente en cursos técnicos o tecnológicos del CETP (aproximadamente un 15% de los *stopouts* de cada nivel). Estas trayectorias suponen un movimiento "horizontal" dentro del sistema, y sugieren una adaptación del plan académico original hacia opciones menos propedéuticas y más vinculadas al mercado de trabajo. La situación inversa (desde las modalidades técnicas o tecnológicas hacia los trayectos generales) es incluso más frecuente: un 25,5% de los estudiantes que se fueron desde estos cursos se reincorporó en un bachillerato en la EMS e incluso un 13,7% lo hizo en la ES. Será necesario explorar con mayor profundidad las motivaciones que puedan estar detrás de estas decisiones, aspecto sobre el que la acumulación nacional es prácticamente nula.

**TABLA 2. STOPOUTS SEGÚN NIVEL DESDE EL QUE SE FUERON POR NIVEL EN EL QUE SE REINSCRIBIERON.
ORIGEN Y DESTINOS. EN % (OUTFLOWS)**

Nivel en el que interrumpieron	Nivel en el que se reincorporó (únicamente para quienes se reincorporaron)				
	CB	EMS	CETP*	ES	Total
CB	0,594	0,213	0,193	0,000	1,000
EMS	0,000	0,704	0,140	0,156	1,000
CETP*	0,048	0,255	0,560	0,137	1,000
ES	0,000	0,000	0,150	0,850	1,000
Total	0,115	0,532	0,169	0,184	1,000

* Incluye cursos básicos, técnicos y de formación profesional superior del CETP

Fuente: elaboración propia con base en la encuesta Panel 2007. Base ponderada. Proyecto DS/FCE 102.

La segunda situación es la de aquellos que se reincorporan en un nivel más alto que el que cursaban al momento de la interrupción. Así por ejemplo, un 21,3% de los que salieron desde el CB se reincorporó en la EMS y un 15,6% de quienes se desvincularon en la EMS retomó sus estudios en la ES. En total, estos casos dan cuenta de la mitad de los móviles. Se trata presumiblemente de estudiantes que durante el período que permanecieron fuera del sistema educativo acreditaron los exámenes que los habilitaron para completar el nivel que dejaron inconcluso. Estos casos son interesantes en tanto sugieren dos líneas de hipótesis novedosas sobre la interrupción de la asistencia a clases: primero, que no supone

⁶ Se consideran cuatro niveles o modalidades: ciclo básico (CB), educación media superior (EMS), educación superior (ES) y cursos básicos, técnicos y de formación profesional superior (CETP).

⁷ Este resultado no se presenta en la tabla referida, puesto que se optó por presentar los destinos como probabilidades en función de cada origen (*outflows*).

necesariamente una total inactividad académica; segundo, que, presumiblemente, en una parte de los casos la no inscripción deriva de impedimentos formales que impiden avanzar al estudiante en el trayecto iniciado (p.e., previaturas) y no de la voluntad de interrumpir la escolarización.

En relación a la transición al empleo, en tanto, las situaciones de interés son las de aquellos jóvenes que luego de su primer empleo se hayan retirado del mercado de trabajo en forma posterior. Específicamente, consideraré el evento como revertido si el joven declara no haber trabajado al menos un año, independientemente de si volvió a la actividad más adelante. Los resultados en este caso (tabla 3) parecen aun más contundentes: un 80% de los que alguna vez trabajaron, dejaron de hacerlo al menos por un año en algún momento entre los 11 y los 19 años (esa proporción corresponde a más del 55% del total de la cohorte Pisa). Aun si se corrigiera esta estimación descontando a aquellos que buscaron empleo pero no lo consiguieron, la magnitud de estos resultados sugiere una alta intermitencia del trabajo durante estas edades, consistente con los hallazgos referidos por otros estudios sobre el tema (Cabrerá, 2010; Filardo, 2010).

TABLA 3. PROBABILIDAD DE HABER ESTADO AL MENOS UN AÑO FUERA DEL MERCADO DE TRABAJO DADO QUE SE TRANSITÓ ANTES AL PRIMER EMPLEO SEGÚN EDAD A LA PRIMERA TRANSICIÓN*

Edad de ingreso al primer trabajo estable (de al menos tres meses)	Probabilidad
14 años o antes	0,944
15 años	0,968
16 años	0,945
17 años	0,737
18 años	0,587
Total que alguna vez trabajó	0,781

* Jóvenes con al menos un evento de desvinculación al sistema educativo entre los 15 y los 18 años ($p=0,598$)

Fuente: elaboración propia con base en la encuesta Panel 2007. Base ponderada. Proyecto DS/FCE 102.

Nuevamente, la reversión de esta transición aparece estrechamente ligada al calendario de ingreso al primer empleo: las probabilidades de haber dejado de trabajar son de $p=0,944$, $p=0,968$ y $p=0,945$ para los que transitaron al mercado laboral a los 14 años o antes, a los 15 y a los 16 respectivamente y caen a $p=0,737$ y $p=0,587$ en las dos edades siguientes. Estos últimos valores son, de todos modos, elevados, si se considera el período que abarcan las observaciones.

3.2. Factores que inciden en la reinserción educativa

En este apartado desarrollaré tres bloques de hipótesis centrales que se derivan del argumento general del artículo que serán sometidos a prueba empírica mediante la especificación de un modelo logístico de tiempo discreto sobre la probabilidad de reinserción académica para los estudiantes de la cohorte Pisa que interrumpieron su escolarización entre los 15 y los 19 años.

3.2.1. Calendario

El primer grupo de hipótesis refiere a lo que en la literatura de historia de eventos se denomina el "calendario" de la reinserción, es decir, al efecto del tiempo sobre la probabilidad de que un estudiante que se ha desvinculado del sistema educativo revierta posteriormente su decisión inicial. Desde este punto de vista, la pregunta clave no es solo *si* el estudiante se reinsera sino *cuándo* lo hace. En el contexto del presente análisis, la especificación de esta dimensión requiere de algunas decisiones críticas. El primer vector de interés es el lapso de tiempo que transcurre entre el inicio del período "en riesgo" tras

la primera interrupción académica y el evento de interés o, alternativamente, el fin de las observaciones para aquellos que permanecen fuera del sistema. En este nivel, el “reloj” comienza a correr el primer año en que el joven puede decidir reinscribirse en un centro escolar, específicamente, el año siguiente al primer abandono intra-anual o al primer ciclo escolar sin matriculación.

La **hipótesis 1.1** sostiene, con base a los análisis descriptivos presentados en el apartado anterior, que la probabilidad de reinserción educativa no es constante sino que disminuye abruptamente hasta ubicarse en valores marginales si el regreso no se verifica en el primer año del período “en riesgo”. Esta hipótesis constituye, como se sugirió antes, una prueba indirecta sobre la adecuación empírica del indicador de desafiliación académica, en particular, en relación a la imposición de un lapso de dos años sin actividad escolar como condición para considerar a un estudiante como desafiliado.

La edad de los estudiantes ofrece una forma complementaria de incorporar la temporalidad en el análisis. Los estudios sobre trayectorias de desafiliación han sugerido que la edad tiene un efecto no lineal sobre las decisiones educativas. Especialmente, han mostrado que la desafiliación se concentra fuertemente en torno al 18º aniversario, especialmente ante situaciones de rezago escolar. Nótese que, como los estudiantes de la cohorte Pisa pueden incorporarse al conjunto en riesgo en cualquier momento entre los 15 y los 18 años, la primera definición del tiempo no capta necesariamente este efecto específico.

La **hipótesis 1.2**, por tanto, postula el efecto de las edades “normativas”, a saber, que la probabilidad de reinserción disminuye con la edad del joven y es especialmente baja sobre los 18 y 19 años.

3.2.2. Trabajo

Las hipótesis sobre la vinculación entre educación y trabajo constituyen el núcleo central del análisis. Buena parte de la literatura sobre el tema concuerda en que el inicio de la actividad laboral comporta un riesgo severo para la permanencia en el sistema educativo. La evidencia para Uruguay respalda en parte esta hipótesis aunque se han señalado los problemas de las interpretaciones demasiado lineales sobre la incompatibilidad entre estudio y trabajo. Como sostienen Boado y Fernández (2008: 105), “si bien no trabajar favorece el estudio, trabajar no lo impide decididamente”.

La mayoría de los abordajes sobre el tema adolecen, sin embargo, de una de las siguientes limitaciones. Algunos, consideran estudio y trabajo en forma simultánea a partir de información de carácter transversal, lo que supone inferencias no necesariamente fundadas sobre la dirección de los efectos y el sentido de la causalidad. Otros se basan en información de carácter longitudinal pero restringen las explicaciones a los impactos de las experiencias laborales previas a la desvinculación, en atención al principio básico de antecedencia de las causas sobre los efectos. Argumentaré que este último problema puede sortearse si la desvinculación educativa deja de conceptualizarse como un evento y pasa a ser entendida principalmente como un estado eventualmente reversible. Al ampliar el horizonte temporal del análisis al período posterior a la interrupción de los estudios, es posible incorporar las experiencias laborales posteriores al evento de desvinculación y estudiar su incidencia, ya no sobre el abandono, sino sobre la probabilidad de retomar o no la actividad escolar. Definiré dos hipótesis complementarias sobre este aspecto.

La **hipótesis 2.1** sostiene que aquellos estudiantes con una inserción laboral relativamente importante previa a la primera desvinculación tienen menores probabilidades de retomar sus estudios en forma posterior. Sustantivamente, expresa que no toda actividad laboral implica un riesgo educativo, sino

aquella que supone una transición al empleo con cierto grado de consolidación, que estimaré en base al indicador indirecto de años de experiencia laboral previa a la interrupción.

La **hipótesis 2.2**, en tanto, considera el efecto del empleo posterior a la interrupción escolar sobre la probabilidad de retomar los estudios. Consideraré en este caso si el joven trabajaba o no en cada año t que transcurrió fuera del sistema educativo. La hipótesis más extendida sobre el tema sugiere que la actividad laboral debería inhibir la decisión de reinserción. Alternativamente, podría sostenerse que la precariedad del mercado de empleo para jóvenes con poca calificación (en términos de desempleo, salarios y protección) constituye una competencia débil frente al sistema educativo por lo que, si se controla por la trayectoria ocupacional anterior, trabajar o no trabajar debería tener poca incidencia sobre la decisión de retomar los estudios o permanecer fuera de la enseñanza.

3.2.3. Trayectoria escolar previa

El tercer bloque de hipótesis incorpora dos aspectos vinculados a la trayectoria escolar previa a la primera interrupción de los estudios, vinculadas a: i) el nivel que cursaba el joven cuando se desvinculó (CB, EMS, ES y cursos básicos, técnicos o de formación superior del CETP) y ii) la forma en que efectivizó la interrupción (abandono intra-anual o no inscripción al inicio del ciclo lectivo).

La distinción entre CB, EMS y ES indica el grado de progresión por los trayectos propedéuticos que había logrado el joven cuando interrumpió su escolarización. La **hipótesis 3.1** prevé, al respecto, que un mayor avance en estos ciclos favorece el retorno al sistema educativo, puesto que los costos (económicos y no económicos) de alcanzar unas metas educativas determinadas es menor y la probabilidad subjetiva de alcanzar tales metas, mayor. En segundo lugar, en tanto los cursos del CETP se orientan más claramente hacia una salida profesional, se espera que quienes se desvincularon desde estas modalidades tengan menor probabilidad de retomar los estudios.

La **hipótesis 3.2** plantea, a su tiempo, que las desvinculaciones que se efectivizaron a través de la decisión de no matricularse en el sistema educativo son más difíciles de revertir que las que derivan de un evento de abandono intra-anual, tal como lo sugieren las descripciones presentadas antes. De sostenerse empíricamente, esta hipótesis implicaría la necesidad de avanzar en la especificación conceptual de ambos tipos de eventos, aspecto que ha sido sugerido en trabajos anteriores (Cardozo, 2010).

3.2.4. Controles

Incorporaré adicionalmente cinco indicadores específicos que me permitirán controlar los efectos de las variables consideradas en los bloques de hipótesis 1 a 3 por distintas situaciones que, en sí mismas, podrían afectar las probabilidades de reinserción académica. Aunque el propósito fundamental en este contexto particular es de control, cada uno de ellos reviste interés en sí mismo y aporta sustantivamente a la interpretación global de los resultados.

El primero es el **origen sociofamiliar** del estudiante, captado a partir de un puntaje factorial que incorpora el capital educativo del padre y la madre, su posición ocupacional y la disponibilidad en el hogar de un conjunto de bienes.

El segundo control viene dado por la **emancipación familiar** del joven. La investigación sobre abandono y/o desafiliación escolar ha mostrado, tal como se vio, que la emancipación familiar -es decir, la constitución de un hogar propio- y el inicio del ciclo reproductivo inciden fuertemente en la discontinuidad de los estudios. Al igual que con el trabajo, la temporalidad de las causas y los efectos en este caso también ha sido materia de debate. Se ha sugerido, por ejemplo, que la interrupción de los

vínculos escolares entre madres adolescentes de sectores socioculturales críticos antecede frecuentemente al embarazo y no al revés (Amorín, Carril y Varela, 2006). Al igual que en el caso de la situación laboral posterior a la interrupción de los estudios, consideraré si el joven estaba o no emancipado en cada año fuera del sistema. A diferencia del caso anterior, una vez verificada la transición se asumirá que no se ha revertido.

El tercer control es el **sexo**, bajo la hipótesis preliminar de que para los varones la desvinculación educativa reviste un carácter más definitivo que para las mujeres. La conjectura se sustenta en dos aspectos: la mayor asociación entre la inactividad académica y el trabajo entre varones y la masculinización de las trayectorias de desafiliación, ambos documentados por la investigación nacional. El cuarto factor, en tanto, considera el **tipo de localidad** en la que residía el joven a los 15 años de acuerdo a las siguientes categorías: capital y área metropolitana, capitales departamentales del interior, ciudades menores y localidades con menos de 5 mil habitantes. Mi argumento para incorporar este indicador es que puede oficiar como un buen control de características contextuales “no observables” relativas, especialmente, a la disponibilidad territorial de la oferta educativa y, eventualmente también, a las características de los mercados de empleo “locales”.

TABLA 4. MODELO LOGÍSTICO DE TIEMPO DISCRETO SOBRE LA PROBABILIDAD DE REINSERCIÓN ESCOLAR ENTRE LOS 15 Y LOS 19 AÑOS. COHORTE PISA

VD=re inserción académica	Odds Ratio	ee	Sig.
<i>t=2</i>	0,265	0,065	***
<i>t=3</i>	0,261	0,107	***
age=17	0,990	0,302	
age=18	0,687	0,251	
age=19	0,769	0,280	
Wrkexp. (1 o 2 años)	0,721	0,171	
Wrkexp (3 años o más)	0,603	0,144	**
wrk (trabajó en en <i>t</i>)	0,936	0,184	
Nivel out=EMS	1,548	0,317	**
Nivel out=ES	3,513	1,806	**
Nivel out=CETP	0,563	0,181	*
Wayout (forma en que interrumpió)	1,796	0,348	***
kfg5 (capital familiar global)	1,476	0,150	***
Emancipó en <i>t</i>	0,502	0,094	***
Mujer	1,233	0,215	
capitales dptales.	0,953	0,183	
Ciudades menores	0,753	0,164	
Localidades < 5 mil	0,882	0,230	
Expectativas (Isced3b/3a)	1,191	0,271	
Expectativas (Isced5b/5a/6)	1,880	0,414	***

***= Significativo al 99%; **= Significativo al 95%; * = Significativo al 90%.

Fuente: elaboración propia con base en la encuesta Panel 2007. Base ponderada. Proyecto DS/FCE 102.

El quinto y último indicador recoge las **expectativas de logro educativo** manifestadas por el joven a los 15 años. Además de oficiar instrumentalmente como una variable de control, el nivel de expectativas a los 15 años ofrece la posibilidad de discutir un asunto sustantivo vinculado a las trayectorias escolares. Bajo la hipótesis de que las aspiraciones se mantienen en el tiempo, debería encontrarse un efecto significativo sobre la decisión posterior de volver a matricularse en el sistema. Alternativamente, la ausencia de tal

asociación sugeriría, en concordancia con el argumento general del artículo, que las expectativas educativas son dinámicas, es decir, se van adaptando en el tiempo.

La tabla 4 presenta los resultados del modelo. En el Anexo se incluyen los estadísticos descriptivos para las variables incorporadas y los indicadores de bondad de ajuste.

3.3. Hipótesis 1.1 y 1.2 sobre el calendario

Los resultados del modelo sustentan ampliamente la **hipótesis 1.1**: en relación al primer año “en riesgo”, los momios de volver a matricularse luego de dos años caen significativamente y son casi cuatro veces menores ($OR=0,265$ y $1/OR=3,8\approx 4$) en las duraciones $t=3$ ó 4 (agrupadas debido al bajo número de casos en $t=4$), la probabilidad de retomar los estudios es básicamente igual a la estimada para $t=2$ ($OR=0,261$). En otras palabras, es altamente esperable que un joven que transcurre dos años consecutivos fuera del sistema educativo permanezca en esa situación en los dos siguientes, lo que respalda su conceptualización en términos de desafiliación académica.

La edad en cada duración se introdujo como un conjunto de *dummies*. Los efectos en este caso no resultan estadísticamente significativos, lo que desacredita la **hipótesis 1.2**. Aunque las edades normativas impactan sobre la salida del sistema educativo, debe interpretarse que no inciden en la probabilidad de revertir posteriormente esa decisión.

3.4. Hipótesis 2.1 y 2.2 sobre el efecto de la trayectoria ocupacional

La **hipótesis 2.1** sobre el efecto de la trayectoria ocupacional anterior al evento de desvinculación es apoyada parcialmente por la evidencia, con una importante especificación. La experiencia laboral previa se incorporó en base a tres *dummies* que indican si el estudiante i) nunca había trabajado antes de interrumpir sus estudios (categoría de referencia); ii) había estado ocupado por uno o dos años; o iii) había trabajado por tres años o más. La probabilidad de reinserción cae, tal como preveía la hipótesis, entre los jóvenes que habían transitado a su primer empleo antes de la desvinculación en relación a los que no lo habían hecho. Sin embargo, los efectos solo resultan significativos para aquellos que estuvieron ocupados por tres años o más ($OR=0,603$ con un $p\text{-value}\leq 0,05$) pero no para los que tenían uno o dos años de experiencia (respectivamente, $p\text{-value}=0,721$ y $0,167$).

El hallazgo de mayor interés, sin embargo, es que la probabilidad de que un joven decida retomar sus estudios luego de haberlos interrumpido no parece variar en función de que se encuentre o no en el mercado de trabajo. Efectivamente, el indicador de empleo para cada año fuera del sistema educativo incorporado en la **hipótesis 2.2** no tiene efectos significativos en el modelo ajustado: $OR=0,936\approx 1$ con un $p\text{-value}=0,736$.

En su conjunto, estos dos hallazgos implican la necesidad de especificar la relación estudio-trabajo: aunque trabajar supone un riesgo para la permanencia dentro del sistema educativo, parece no tener incidencia en el carácter temporario o definitivo de la desvinculación escolar.

3.5. Hipótesis 3.1 y 3.2 sobre el efecto de la trayectoria académica previa

En tercer lugar, el nivel de progresión escolar hasta el momento de la primera interrupción académica tiene la incidencia prevista por la **hipótesis 3.1** sobre las chances de reinserción. En comparación con los estudiantes que se desvincularon desde el CB (categoría de referencia), los momios de retomar los estudios son aproximadamente una vez y media mayores para quienes habían accedido a la EMS (los $OR=1,548$ con un $p\text{-value}<0,05$) y aumentan más de tres veces para los que habían logrado transitar a la ES sin interrupciones ($OR=3,513$; $p\text{-value}=0,05$). Dadas las edades de la cohorte Pisa en los años calendario que comprende el estudio, el CB supone un importante nivel de rezago indicativo de una trayectoria escolar anterior pautada por alguno de los siguientes eventos: repetición, interrupciones

previas al inicio del panel o cambios de modalidad entre el CB y alguno de los cursos técnicos de menor calificación. Es de subrayar el resultado para los estudiantes que se desvincularon desde la ES. Se trata de jóvenes que completaron la educación media en los tiempos normativos y lograron acceder además al nivel siguiente. Presumiblemente, la interrupción de los estudios en estos casos esté reflejando un tipo de estrategias en la educación superior alternativo al del estudiante *full time* más que una decisión de desvinculación propiamente dicha. Será necesario seguir indagando sobre este aspecto en futuros estudios.

Por su parte, tal como preveía la hipótesis de partida, los momios de reafiliación académica disminuyen casi a la mitad entre los jóvenes que se desvincularon desde los cursos básicos, técnicos o de formación profesional superior del CETP en relación al CB ($OR=0,563$ y $1/OR\approx1,8$). Los efectos en este caso son significativos al 90% pero no al 95% ($p-value=0,074$).

En tanto, el modelo respalda la **hipótesis 3.2** relativa a la forma en que se constató la primera desvinculación: la probabilidad de que un estudiante revierta su decisión original de suspender la actividad académica es significativamente mayor para los que abandonaron sus cursos durante el año en comparación con los que decidieron no matricularse en el sistema educativo. Los OR correspondientes son de 1,796 ($p-value=0,01$). Tal como preveía la hipótesis, el abandono intra-anual y la no matriculación parecen ser dos situaciones diferentes con consecuencias también distintas cuando se privilegian las trayectorias en su conjunto sobre los eventos puntuales.

3.6. El efecto de las variables de control

Como se argumentó antes, los controles incorporados en el ajuste son susceptibles de una interpretación en términos sustantivos. El origen socio-familiar, captado a través del indicador de capital familiar global tiene el efecto esperado de "signo" positivo sobre la probabilidad de retomar los estudios ($OR=1,476$; $p-value<0,001$). Este resultado es consistente con la tesis reproductivista y sugiere una doble desigualdad social. El capital familiar opera, en primera instancia, reduciendo los riesgos de desvinculación escolar – tal como ha sido ampliamente documentado en análisis previos- pero también, en segundo lugar, aumentando las posibilidades de reincorporarse al sistema educativo en caso de que se haya producido una interrupción.

La emancipación familiar, una de las situaciones típicas que pautan la asunción de roles adultos en el ámbito doméstico, constituye un factor fuertemente inhibidor de la revinculación escolar. En este ajuste en particular, el indicador se introdujo como una variable que cambia en el tiempo, sin distinguir si la transición se produjo antes o después de la primera interrupción académica. Los resultados del ajuste indican una reducción a la mitad en los momios de retomar los estudios para un joven emancipado ($OR=0,502$; $p-value<0,001$).

En tanto, ninguna de las dos variables de tipo estructural incorporadas en el modelo (sexo y tipo de localidad) tiene efectos significativos. *Ceteris paribus*, la probabilidad de revertir la situación de desvinculación educativa es igual para hombres y mujeres y para los jóvenes de Montevideo y área metropolitana en comparación con los del resto de las capitales, ciudades o localidades menores del interior. Ambos resultados van en contra de las hipótesis de partida. El primero, indica que la brecha de género en las trayectorias de desafiliación reportadas por Fernández (2010) y por Cardozo (2010), entre otros, no sigue ensanchándose posteriormente por efecto de un mayor nivel de ingresos al sistema educativo entre las mujeres. Por otra parte, si se acepta el argumento esgrimido más arriba de que el tipo de localidad capta indirectamente las diferencias no observadas en la variedad y magnitud de los

servicios educativos disponibles en el territorio, el segundo resultado sugiere que la decisión entre volver a la escuela o permanecer desafiliado no constituye un problema de disponibilidad de oferta⁸.

Por fin, las expectativas de logro educativo manifestadas por los jóvenes a los 15 años tampoco habilitan una interpretación lineal. La evidencia sugiere, globalmente, que a mayores aspiraciones académicas, más alta la probabilidad de reinserción. Sin embargo, los efectos son estadísticamente significativos únicamente a partir del umbral que supone la perspectiva de ingresar a la ES (la razón de momios es de $OR=1,880$; $p-value<0,01$), pero no para quienes definían a la educación media como umbral educativo. Estos resultados sugieren que, en el extremo, un alto nivel de expectativas de estudio opera efectivamente como un aliciente para retomar los estudios en caso de interrupción. En cambio, las aspiraciones más moderadas parecen ser también menos firmes, es decir, mayormente susceptibles de ser ajustadas ante los nuevos "datos" que surgen a lo largo de las trayectorias juveniles. Podría pensarse, como hipótesis plausible, que un conjunto de los jóvenes redefine sus planes iniciales a la luz de las circunstancias que pautan su historia personal.

4. DISCUSIÓN

En este artículo he procurado defender la necesidad de reconceptualizar la forma en que frecuentemente nos interrogamos acerca de las transiciones entre educación y trabajo. El análisis exploratorio sobre las trayectorias educativas y laborales posteriores a la primera desvinculación académica y a la primera transición al trabajo reúne de por sí evidencia suficiente a favor del argumento global: resulta imprescindible considerar las trayectorias en toda su extensión en lugar de concentrarse exclusivamente en el estudio de los eventos puntuales. Parece claro, de hecho, que una proporción muy importante de los jóvenes que dejan de estudiar y/o comienzan su actividad laboral revierten posteriormente estas situaciones, aspecto que escapa por regla general a los análisis de supervivencia a los que hemos recurrido generalmente para describirlas y en las que basamos buena parte de nuestras explicaciones.

De todos modos, en la esfera educativa, la evidencia que surge de la cohorte Pisa para Uruguay indica que las probabilidades de revertir una primera interrupción de los estudios se juegan, básicamente, en el primer año. Transcurrido este primer período, la reinserción es poco esperable y la salida de la escuela debe considerarse como desafiliación académica.

En cuanto a los vínculos entre educación y trabajo, foco del estudio, los hallazgos reportados confirman algunas de las hipótesis sobre las que existe consenso en la comunidad académica pero, al mismo tiempo, sugieren la necesidad de nuevas especificaciones. Dentro de los resultados esperados, se cuenta el riesgo que la combinación de trabajo y estudio conlleva para la continuidad educativa, especialmente cuando las experiencias laborales se sostuvieron por períodos relativamente largos. La novedad, en cambio, radica en la constatación de que, una vez producida la interrupción del vínculo escolar, el hecho de trabajar o no hacerlo no incide en la posibilidad de una reinserción. Es decir, el empleo expulsa pero no inhibe el retorno al sistema educativo. Este hallazgo debe tomarse como preliminar, aunque más no sea por su propia condición "novedosa" y porque resulta, en primaria instancia, contra intuitivo. Una explicación plausible, que requerirá de ulterior investigación, radica en las precarias condiciones laborales a que se enfrentan jóvenes con escasas calificaciones y prácticamente ninguna acreditación en un mercado laboral fuertemente segmentado por edad. Esta línea de interpretación se articula razonablemente bien con la pauta, demostrada por otras investigaciones (ANEPE, 2005, Casacuberta y

⁸ Cabe la posibilidad, también, de que el tipo de localidad incorpore otros efectos no observados de signo contrario, de modo que los impactos netos terminen anulándose.

Bucheli, 2010), que indica mayores niveles de asistencia a educación en los ciclos económicos recesivos y viceversa.

El estudio abona en otras direcciones complementarias. En primer término, en la desvinculación respecto al sistema educativo se opera una doble segmentación social: la primera impacta sobre las chances de discontinuar la actividad académica y la segunda en el carácter permanente o temporario de esa interrupción. En segundo lugar, llama a distinguir, empírica y conceptualmente, entre las interrupciones generadas por el abandono de los cursos durante el año, por un lado, y por la decisión de no matricularse a clases, por otro. La evidencia presentada sugiere que esta última se asocia con mayor probabilidad a trayectorias que culminan en desafiliación académica. Asimismo, la progresión en el sistema educativo hasta la primera interrupción se revela como un factor de alto impacto en la probabilidad de que los jóvenes retomen sus estudios en caso de haberlos dejado. Puesto al revés: el rezago en la trayectoria educativa no solo es, como ha sido ampliamente documentado anteriormente, un potente predictor de la deserción o el abandono escolar sino que, además, incide en que la desvinculación inicial derive en desafiliación permanente. Tercero, a diferencia de la transición al empleo, la emancipación familiar continúa actuando como un fuerte inhibidor de la (re)inserción académica luego de que el joven ha interrumpido sus estudios por primera vez. Cuarto, ni el sexo ni la localización geográfica inciden en la probabilidad de retomar la educación formal una vez abandonada. He argumentado que este último hallazgo podría estar indicando que la disyuntiva entre volver a estudiar o no hacerlo no responde esencialmente a un problema de oferta. Quinto y último, que únicamente las expectativas educativas más ambiciosas –presumiblemente, también las más firmes- refuerzan la propensión a retomar la escolarización, lo que sugiere la consideración del “plan de vida” como una proyección personal que sufre adaptaciones ante las circunstancias que plantea el paso del tiempo.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Amorín, D., Carril, E. y Varela, C. (2006). Significados de la maternidad y paternidad en los adolescentes de estratos bajos y medios de Montevideo. López Gómez, A. (coord.), *Proyecto género y generaciones. Reproducción biológica y social de la población uruguaya*. Montevideo: Trilce.
- ANEP (2005). *Panorama de la educación en el Uruguay. Una década de transformaciones (1992-2004)*. Montevideo: Gerencia de Investigación y Evaluación.
- Bernstein, B. (1989). *Clases, códigos y control*. Madrid: Akal.
- Blossfeld, H.P., Golsch, K. y Rohwer, G. (2007). *Event history analysis with STATA*. London: Lawrence Erlbaum Associates.
- Boado, M. (2009). Transición a la ocupación y desigualdad social en la juventud uruguaya en 2007. *El Uruguay desde la sociología VII*. Montevideo: Departamento de Sociología de la Universidad de la República.
- Boudon, R. (1974). *Education, opportunity and social inequality*. New York: Wiley.
- Bourdieu, P. y Passeron, J.C. (1997). *Reproduction in education, society and culture*. London and Beverly Hills:Sage.
- Bourdieu, P. (2000). Las formas del capital. Capital Económico, capital cultural y capital social. *Poder, derecho y clases sociales*. Barcelona:Desclée.
- Breen, R. y Goldthorpe, J. (1997). Explaining educational differentials: towards a formal rational action theory. *Rationality and Society*, 9.

- Cabrera, M. (2010). Los adolescentes, los jóvenes y el mercado laboral. Filardo, *et al.*, (2010) *Encuesta Nacional de Adolescencia y Juventud. Segundo Informe*. Montevideo: INJU- INFAMILIA.
- Cardozo, S. y Iervolino, A. (2009). Adiós juventud: modelos de transición a la vida adulta en Montevideo. *Revista de Ciencias Sociales*, 25.
- Cardozo, S. (2009). Experiencias laborales y deserción en la cohorte de estudiantes evaluados por PISA 2003 en Uruguay: nuevas evidencias. *Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 7(4). pp. 198-218.
- Cardozo, S. (2010). El comienzo del fin: desandando los caminos de la desafiliación escolar en la Educación Media, Tesis de Maestría. FCS-UDELAR: Montevideo.
- Casacuberta, C. y Bucheli, M. (2010). Asistencia a instituciones educativas y actividad laboral de los adolescentes en Uruguay. 1986-2008. Fernández, Tabaré (coord.), *La desafiliación en la Educación Media y Superior del Uruguay: conceptos, estudios y políticas*. Montevideo: Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República.
- Casal, J., *et al.*, (2006). Aportaciones teóricas y metodológicas a la sociología de la juventud desde la perspectiva de la transición, *Papers*, 79.
- Castel, R. (2000). The roads to disaffiliation: insecure work and vulnerable relationships. *International Journal of Urban and Regional Research*, 24.
- Elder, G., *et al.*, (2004). The emergence and development of Life Course Theory. Mortimer y Sanahan (coord.), *Handbook of the life course*. New York: Springer.
- Erikson, R. y Jonsson, J.O. (1996). Introduction. Explaining class inequality in education: the Swedish test case. *Can education be equalized? The Swedish case in comparative perspective*. Colorado: Westview-Press, Boulder.
- Fernández, T. (2010). Incidencia y trayectorias de desafiliación. *La desafiliación en la Educación Media y Superior del Uruguay: conceptos, estudios y políticas*. Montevideo: Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República.
- Fernández, T., Boado, M. y Bonapelch, C. (2008). *Reporte técnico del Estudio Longitudinal de los estudiantes evaluados por PISA en 2003 en Uruguay*. Informe de Investigación n.º 40. Montevideo: Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República.
- Filardo, V. (2010). *Transiciones a la adultez y educación*, Cuadernos del UNFPA, Serie Divulgación nº5. Montevideo: Fondo de Población de las Naciones Unidas:
- Filgueira, C. (1998). *Emancipación juvenil. Trayectorias y destinos*. Montevideo: CEPAL.
- Leccardi, C. (2005). *Facing uncertainty. Temporality and biographies in the new century*. Londres: Sage.
- Noboa, L. (2010). *Competencias, trayectorias educativo-laborales y procesos de transición a la adultez de los jóvenes evaluados en PISA 2003*, MIDES: Montevideo.
- Shanahan, M.J. y Flaherty, B.P. (2001). Dynamic patterns of time use in adolescence. *Child Development*, 72.

Van de Werfhorst, H.G. y Hofstede, S. (2007). Cultural Capital or Relative Risk Aversion? Two Mechanisms for Educational Inequality Compared. *The British Journal of Sociology*, 58.

Warren, J.R. (2002). Reconsidering the relationship between student employment and academic outcomes: a new theory and better data. *Youth and Society*, 33.

ANEXOS

TABLA A1. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS UTILIZADOS EN EL MODELO LOGÍSTICO DE TIEMPO DISCRETO

Indicador	Descripción	Valores	Proporción	Media	Desvío
<i>t</i>	Duraciones	t=1	0,667	n/c	n/c
		t=2	0,202	n/c	n/c
		t=3	0,110	n/c	n/c
		t=4	0,021	n/c	n/c
<i>Wrkexp</i>	Años de experiencia laboral previos a la primera interrupción	0 años	0,456	n/c	n/c
		1/2 años	0,382	n/c	n/c
		3 o más años	0,162	n/c	n/c
<i>wrk en t</i>	Trabajó en cada duración <i>t</i>	t=1	0,356	n/c	n/c
		t=2	0,436	n/c	n/c
		t=3	0,535	n/c	n/c
		t=4	0,396	n/c	n/c
<i>nivelout</i>	Interrumpió en CB	cb	0,224	n/c	n/c
	Interrumpió en EMS	ems	0,641	n/c	n/c
	Interrumpió en CETP	utu	0,077	n/c	n/c
	Interrumpió en ES	es	0,059	n/c	n/c
<i>wayout</i>	Forma en que interrumpió la actividad académica	No inscripción	0,392	n/c	n/c
		Abandono	0,608	n/c	n/c
<i>kfg5</i>	Capital familiar global	n/c	n/c	-0,308	0,930
<i>teman</i>	Emancipó en cada duración <i>t</i> (acumulado)	t=1	0,206	n/c	n/c
		t=2	0,370	n/c	n/c
		t=3	0,463	n/c	n/c
		t=4	0,461	n/c	n/c
<i>mujer</i>	Sexo (mujer=1)		0,505	n/c	n/c
<i>tamloc</i>	Tamaño de la localidad en la que residía en 2003	Montevideo y área metropolitana	0,407	n/c	n/c
		ciudades capitales del interior del país	0,340	n/c	n/c
		ciudades menores del interior del país	0,133	n/c	n/c
		localidades con menos de 5000 habitante	0,120	n/c	n/c
<i>aspedu</i>	Expectativas educativas a los 15 años	isced2 o -	0,186	n/c	n/c
		Isced3	0,251	n/c	n/c
		Isced5	0,563	n/c	n/c

Fuente: elaboración propia con base en la encuesta Panel 2007. Base ponderada. Proyecto DS/FCE 102

TABLA A2. INDICADORES DE BONDAD DE AJUSTE DEL MODELO LOGÍSTICO DE TIEMPO AL EVENTO

	LL Log pseudo- likelihood	Deviance (D=-2*LL)	G ² (en relación al modelo vacío)	G ² (en relación al modelo solo con <i>t</i>)	d.f (en relación al modelo vacío)	d.f. (en relación al modelo solo con <i>t</i>)	Valor crítico <i>Ji</i> ² (95%) respecto al modelo vacío	Valor crítico <i>Ji</i> ² (95%) respecto al modelo solo con <i>t</i>
Modelo vacío	-1.258,3	2516,7	n/c	n/c	n/c	n/c	n/c	n/c
Solo con <i>t</i>	-1.100,3	2200,7	316,0	n/c	2	n/c	5,991	n/c
Completo	-785,2	1570,3	946,4	630,4	20	18	31,41	28,869

Fuente: elaboración propia con base en la encuesta Panel 2007. Base ponderada. Proyecto DS/FCE 102