

# CALENDARIO Y DETERMINANTES DE RIESGO EDUCATIVO

## LA COHORTE PISA 2006-2011 EN URUGUAY

Ángela Ríos González

### Resumen

El trabajo se propone analizar el impacto de la desigualdades asociadas a los riesgos sociales de origen y del curso de vida, sobre la intensidad y el calendario de ocurrencia de un conjunto de eventos académicos que aquí se definen como de "riesgo educativo". El artículo se organiza a partir de una descripción y posterior análisis de la intensidad y el calendario de ocurrencia de un evento de riesgo educativo durante la educación media superior, así como sus determinantes, para una cohorte de estudiantes uruguayos que fueron evaluados en 2006 por el Programa Internacional de Evaluación de Estudiantes (PISA, por su sigla en inglés), cuando se encontraban en el décimo grado de escolarización (primer año del segundo ciclo de la Educación Media). Se empleó una metodología de análisis longitudinal a través de historias de ocurrencia de eventos de riesgo educativo, tanto en forma descriptiva (mediante análisis de supervivencia), como explicativa (un modelo de regresión logística de tiempo discreto).

**Palabras clave:** Riesgo / Educación Media / trayectoria educativa / historia de eventos.

### Abstract

*Timing and determinants of the fall in educational risk:  
PISA 2006-2011 cohort in Uruguay*

This paper analyzes the impact of social inequalities associated risks of origin and life course on intensity and timing of occurrence of a set of academic events defined here as "educational risk". The paper is organized from a description and subsequent analysis of the intensity and timing of occurrence of an event of educational risk and its determinants, for a cohort of Uruguayan students who were tested in 2006 by the Programme for International Student Assessment (PISA, for its acronym in English), when they were in tenth grade enrollment (first year of the second cycle of Secondary Education). Longitudinal analysis methodology was employed through story of event history analysis of educational risk, both descriptively (using survival analysis) as explanatory (a model of discrete time logistic regression)

**Keywords:** Educational Risk / upper secondary education / educational trajectories / event history analysis.

**Ángela Ríos González:** Socióloga. Maestranda en Demografía y Estudios de Población por la Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Uruguay. Ayudante de investigación del Departamento de Sociología de dicha facultad.

Recibido: 14 de octubre de 2014.

Aprobado: 17 de noviembre de 2014.

## **Introducción**

El trabajo se propone analizar el impacto de la desigualdades asociadas a los riesgos sociales de origen y del curso de vida, sobre la intensidad y el calendario de ocurrencia de un conjunto de eventos académicos (entiéndase por tales: repetición de un grado, abandono intraanual del grado en curso, no inscripción durante un año lectivo y cambio en la orientación elegida) que aquí se definen como de “riesgo educativo”. Se entiende que estos eventos comportan riesgo en tanto introducen una discontinuidad del vínculo pedagógico y social orientado al aprendizaje. Dicha discontinuidad presenta efectos potencialmente negativos sobre la acreditación —en este caso, la aprobación del sexto año del bachillerato— (Fernández, 2009; Ríos González, 2013a; 2012).

El artículo se organiza a partir de una descripción y posterior análisis de la intensidad y el calendario de ocurrencia de un evento de riesgo educativo durante la educación media superior, así como sus determinantes, para una cohorte de estudiantes uruguayos que fueron evaluados en 2006 por el Programa Internacional de Evaluación de Estudiantes (PISA, por su sigla en inglés), cuando se encontraban en el décimo grado de escolarización (primer año del segundo ciclo de la Educación Media). Se empleó una metodología de análisis longitudinal, a través de historias de ocurrencia de eventos de riesgo educativo, tanto en forma descriptiva (mediante análisis de supervivencia), como explicativa (un modelo de regresión logística de tiempo discreto).

## **Riesgos de origen y riesgos asociados al curso de vida**

Los riesgos son un producto de la acción social cuyos efectos pueden escapar a la previsión de quienes los producen y a las posibilidades de protección de aquellos sobre quienes se imponen. La adolescencia y la juventud en sociedades “del riesgo”, resultan momentos vitales críticos, pues concentran una densidad de eventos y decisiones con hondas repercusiones sobre la vida adulta. La ocurrencia de ciertos eventos y la ocupación de ciertas posiciones sociales, durante este período de transición a la vida adulta, pueden situar al individuo en espacios sociales de vulnerabilidad de largo aliento. En una perspectiva dinámica, la exposición a los riesgos en un determinado momento sitúa a los individuos en posiciones sociales de vulnerabilidad, lo cual exige mirar los efectos del riesgo en un curso de vida. Esta perspectiva permite comparar los roles y temporalidades fijadas institucionalmente y el trayecto individual, en

función de las oportunidades y constricciones sociales que delimitan la agencia (Elder, Kirkpatrick y Crosnoe, 2004).

Los riesgos sociales asumen diversas formas: a) Riesgos de clase que afectan a los individuos de manera diferenciada en virtud de sus posiciones en la estratificación social. b) Riesgos de la trayectoria vital, distribuidos en distintos momentos de la vida individual o colectiva (por ejemplo, el ciclo de vida de las familias). c) Riesgos intergeneracionales heredados y fuertemente imbricados a los riesgos de clase, en la medida en que la herencia de riesgos que afecta a cada nueva generación se relaciona con la posición de clase de origen (Esping Andersen, 2000). La noción de gestión del riesgo como manejo de la incertidumbre por diversos actores sociales —individuos, familias, comunidades, instituciones— (Holzmann y Jorgensen, 2000) permite situar ciertos eventos educativos en una lógica de actuación frente al riesgo, cuyos efectos cristalizan en logros educativos. Estos riesgos combinan las desigualdades en la posición de clase de los individuos y aquellas vinculadas a la herencia intergeneracional (el componente de reproducción del bienestar), así como el momento del ciclo vital en el que se procesan las decisiones sobre invertir —o no— en educación.

Defino un evento de riesgo educativo como un acontecimiento puntual que puede situarse cronológicamente en relación con otros eventos educativos y con un patrón institucional, produciendo incertidumbre sobre la continuidad de los vínculos educativos: con el proceso de aprendizaje, con los docentes y sus pares. Se trata de eventos que implican algún grado de debilitamiento de los vínculos educativos y una desinstitucionalización de la trayectoria educativa asociada al rezago (el rezago implica que el estudiante cursa un grado menor al que correspondería a su edad)<sup>1</sup>.

### **Estados y eventos**

El curso de vida de los individuos puede describirse como un haz de posiciones sociales que estos ocupan y que varían en el tiempo. Dichas posiciones y los cambios en ellas pueden definirse mediante los conceptos de estado y evento. Un estado se define como un rol o una posición que ocupa el individuo en el sistema social, el cual tiene asociadas expectativas sobre las competencias de dicho rol (Elder, Kirkpatrick y Crosnoe, 2004). Por su parte, un evento es un acontecimiento puntual, voluntario o involuntario, que tiene lugar en la biografía de los individuos e implica un cambio "... en la condición demográfica, sanitaria o en el estatus social" (Fernández, Boado y Bonapelch, 2008).

---

1 El componente de riesgo implícito en los eventos académicos considerados no impide establecer gradientes respecto a la incertidumbre o el daño que cada tipo de evento produce sobre la trayectoria educativa, ni diferencias en el perfil de jóvenes que experimenta cada evento. En tal sentido, véase Ríos González (2013b).

Los eventos que marcan cambios en las posiciones sociales que ocupan los individuos no se producen en el vacío, son histórica y socialmente situados (Elder, Kirkpatrick y Crosnoe, 2004). De allí los efectos que ejercen sobre ellos las instituciones sociales. Una perspectiva sobre la homogeneidad de los cursos de vida es la teoría de la institucionalización o normativa, que define el modo en el cual las reglas legales u organizacionales pautan el ámbito social y temporal de las vidas humanas (Macmillan, 2005, pp. 32-33). Esta perspectiva plantea una secuencia de roles a partir de la cual se define la identidad del individuo, como la pérdida de aquellos vinculados a la niñez y la adolescencia (momento de moratoria social), y la asunción de nuevos roles correspondientes al mundo adulto. El supuesto es que los eventos que marcan la transición a la adultez (salida del sistema educativo, ingreso al mercado de trabajo, abandono del hogar de origen, constitución de pareja y nacimiento del primer hijo) son irreversibles y determinan una secuencia lineal. Desde esta perspectiva, el pasaje por el sistema educativo define una secuencia normativa y temporal que se encuentra dada por la obligatoriedad de completar un nivel educativo mínimo, la duración proyectada del ciclo escolar y la aprobación del nivel como evento que marca el cambio de rol de estudiante como primer hito en la asunción de otro de carácter adulto. Se asume una secuencia homogénea para los jóvenes como grupo etario (Saraví, 2009).

Sin embargo, si la trayectoria de un individuo no ocurre en el vacío sino en relación con el lugar y el tiempo en el cual le tocó vivir, puede asumirse una temporalidad social que implica desigualdades en las formas en que el espacio y el tiempo intervinieron en la socialización, limitando o favoreciendo la ocurrencia de ciertos eventos (Mora Salas y de Oliveira, 2009). En este sentido, habría procesos por los cuales estados específicos, eventos, y la secuencia en la cual se producen, devienen más universales para una población o su temporalidad se hace más uniforme (Macmillan, 2005, pp. 32-33). En virtud de estos procesos, ocurre un desigual ajuste de ciertos individuos o grupos a las normas y tiempos institucionales. En esta perspectiva, denominada desestandarización, el tránsito por el sistema educativo es desigual en términos de temporalidades, secuencias y resultados.

La hipótesis que orienta el trabajo es que las decisiones educativas tomadas en un determinado momento (vinculadas a la ocurrencia de eventos académicos de riesgo) resultan delimitadas por condiciones estructurales e institucionales que configuran un régimen de curso de vida o régimen de transición (Kholi, 2007), y que tales decisiones, según se ajusten a la trayectoria estándar, impactarán sobre los logros educativos. A largo plazo, estos logros configuran posiciones de integración o vulnerabilidad educativa experimentadas a lo largo de la transición a la vida adulta.

### **Estrategia metodológica**

Para el estudio de las trayectorias de riesgo educativo se propone un análisis de historia de eventos (Blossfeld, Golsh y Rohwer, 2007). Consiste en un conjunto de técnicas que estudian la forma en la cual determinadas variables afectan la probabilidad de ocurrencia de un evento, dada cierta duración o tiempo de exposición a experimentarlo. El análisis consistirá en determinar qué variables afectan la probabilidad de que un joven experimente un evento académico de riesgo, en función de un período de tiempo de exposición (en el cual el individuo permanece dentro del sistema educativo sin haberlo experimentado).

La base empírica es una submuestra panel de una cohorte de estudiantes uruguayos evaluados por PISA en 2006, cuando se encontraban en el décimo grado de educación (4º año de bachillerato), independientemente de su edad en el momento de la prueba. Esta prueba se aplicó en Uruguay por única vez en 2006, de manera conjunta con la prueba estándar de PISA, aplicada a jóvenes de 15 años. La muestra de grado se reencuestó en forma retrospectiva en el año 2011. Su universo abarca a los jóvenes de los departamentos de Montevideo y Maldonado pertenecientes a dicha cohorte de estudiantes. La muestra de grado PISA 2006 se convirtió en un panel, para lo cual se seleccionó una submuestra de 351 casos representativos del universo. Es una muestra estratificada y bietápica, habiéndose seleccionado centros, y dentro de ellos se sortearon aleatoriamente estudiantes. Los estratos de muestreo explícitos fueron: a) Sector institucional (incluyendo al sector público y técnico; excluyendo los sectores rural y privado. b) Departamento; centros de Montevideo y Maldonado. c) Programa curricular (bachillerato diversificado y bachillerato tecnológico). d) Movilidad socioeducativa. Congruencia del nivel educativo más alto del hogar del joven y el nivel educativo alcanzado por el propio joven, siguiendo la tipología de Germán Rama (1991). Las categorías fueron: mutantes, predecibles-herederos y perdedores. e) Edad. Se crearon dos categorías, entre 14 y 16 años en 2006 (sin rezago) y mayores de 17 (rezagados). El panel efectivo fue de 248 casos que se ponderaron en función de la no respuesta (29,3%) para que fuera representativo del universo. Los análisis de sesgo realizados sobre la muestra indican que no hay diferencias en las principales variables de análisis entre la muestra obtenida y la teórica (Ríos González, 2013b).

### **Operacionalización**

La operacionalización del riesgo educativo implicó la construcción de un indicador sintético que expresa la presencia o ausencia de al menos un evento académico que implica debilitamiento del vínculo educativo (estos son, cambio de modalidad de educación media, abandono intraanual de cursos o

materias, no inscripción, repetición por ausentismo o académica) durante la ventana de observación 2006-2011. Estos eventos, sobre los que se relevó información para toda la ventana, responden a la definición de riesgo adoptada aquí, tal como refiere la bibliografía (Fernández, 2009; Fernández, Cardozo y Boado, 2009). Por definición, los eventos de riesgo educativo son repetibles (pueden ocurrir en varias ocasiones durante la trayectoria de educación media) y en algún caso reversibles (sus impactos sobre la trayectoria podrían modificarse en decisiones posteriores), por lo cual el criterio de análisis es la ordinalización de estos eventos, tomando en consideración la ocurrencia del primer evento educativo de riesgo como momento de salida del conjunto expuesto (Allison, 1984).

Como indicadores de desigualdad de origen e intergeneracional se consideran atributos de estratificación como la clase social<sup>2</sup> y el género. También se incluyen indicadores indirectos de reproducción asociados a la educación, como el tipo de educación media y las competencias desarrolladas. Como indicadores de la transición se consideran: el inicio de la trayectoria laboral durante la educación media, la conyugalidad, el abandono del hogar paterno y la tenencia de hijos.

Por último, los indicadores de edad de ocurrencia de los distintos eventos considerados se construyeron según dos criterios: en el caso de los eventos de riesgo educativo, ingreso al primer empleo y abandono del hogar paterno, se dispuso de información sobre el año calendario de ocurrencia de estos eventos (para cada año de la ventana)<sup>3</sup>.

- 
- 2 Para la elaboración del indicador de clase social se utilizó información de la base de grado 10 PISA 2006. Se codificó la ocupación más alta del hogar mediante la adaptación uruguaya (CNUO-95) de la Clasificación Internacional Uniforme de Ocupaciones (CIUO-88). Las ocupaciones estandarizadas se analizaron según el esquema desarrollado por Erikson y Goldthorpe (2002), reducido a tres categorías de clasificación: servicio, intermedia y manual. Respecto al indicador de competencias, se adoptó una recodificación en tres estratos de la medición construida por PISA en virtud del nivel de competencia matemática alcanzado en PISA 2006, según el indicador del primer valor plausible de competencia matemática (PV1math).
  - 3 La diferencia entre año del evento y año de nacimiento permite calcular el indicador de la edad a cada evento. En el caso de los indicadores de edad a la conyugalidad y el primer hijo, no se dispuso de información de años sino de edades al evento. El principal inconveniente de esta información es que se agruparon en un intervalo abierto las edades mayores a 20, por lo cual es menor la precisión de estos indicadores que los que fecharon eventos por año calendario.

Cuadro 1. Variables de análisis.

	Nombre	Descripción	Tipo
<b>Variable dependiente</b>	Riesgo educativo	Ocurrencia de al menos un evento de repetición, no inscripción, abandono o cambio de orientación entre 2006 y 2011	Dicotómica
	Edad de entrada en riesgo educativo	Edad a la que ocurrió el primer evento de riesgo educativo entre 2006 y 2011	Métrica
<b>Variables independientes</b>	Mujer	Estudiante es mujer	Dicotómica
	Edad	Edad en 2011	Ordinal
	Clase social de origen	EGP* más alto del hogar en 2006	Ordinal
	Competencias	Estrato de puntaje obtenido en la prueba de matemática PISA 2006	Ordinal
	Tipo de educación media	Programa que cursaba en el momento de la prueba PISA 2006	Nominal
	Trabajo	Trabaja por primera vez mientras estaba en bachillerato	Dicotómica
	Conyugalidad	Convive en pareja entre 2006 y 2011	Dicotómica
	Abandono del hogar paterno	Dejó el hogar de los padres entre 2006-2011	Dicotómica
	Tenencia de hijos	Hijos nacidos vivos	Dicotómica
	Edad de entrada al trabajo	Edad al primer empleo	Métrica
	Edad a la conyugalidad	Edad a la primera convivencia	Métrica
Edad al abandono del hogar paterno	Edad a la primera vez que dejó el hogar de los padres	Métrica	
Edad a la maternidad-paternidad	Edad al primer hijo	Métrica	

\* EGP: Erikson, Goldthorpe y Portocarero.

Fuente: Elaboración propia.

### Intensidad y calendario de ocurrencia de riesgo educativo

El método de análisis de supervivencia permite describir las probabilidades condicionales ( $qt$ ) de que un joven experimente un evento académico de riesgo en cada uno de los tramos de edad. Las primeras dos columnas del Cuadro 2 indican el intervalo de tiempo en el que se observa al individuo (el intervalo entre  $t$  y  $t+1$ ). La tercera columna indica el conjunto en riesgo (en años persona) a la duración exacta que marca el inicio del intervalo ( $nt$ ). Al final de cada año hasta 2011, el conjunto en riesgo disminuye por el número de individuos que experimentan el evento dicho año. Las siguientes dos columnas indican el número de eventos ( $dt, t+1$ ) y de casos truncados ( $ct, t+1$ ) en el intervalo, respectivamente.

Cuadro 2. Supervivencia para la ocurrencia de eventos de riesgo educativo en la educación media superior. Cohorte panel evaluada por PISA en 2006 (en años persona).

Intervalo edad		En riesgo	Eventos	Truncados	Probabilidad de supervivencia	Probabilidad acumulada	Error estándar
(t)	(t+1)	(nt)	(dt,t+1)	(ct,t+1)	(St)	(1-St)	
15	16	5.286	206	0	0,9610	0,0390	0,0027
16	17	5.080	650	0	0,8381	0,1619	0,0051
17	18	4.430	614	0	0,7219	0,2781	0,0062
18	19	3.816	901	0	0,5515	0,4485	0,0068
19	20	2.915	599	0	0,4381	0,5619	0,0068
20	21	2.316	387	1.057	0,3433	0,6567	0,0068
21	22	872	147	516	0,2611	0,7389	0,0079
22	23	209	23	77	0,2259	0,7741	0,0096
23	24	109	0	52	0,2259	0,7741	0,0096
24	25	57	0	14	0,2259	0,7741	0,0096
25	26	43	0	21	0,2259	0,7741	0,0096
27	28	22	0	22	0,2259	0,7741	0,0096

Fuente: Elaboración propia en base a encuesta panel PISA-L 2006-2011 (base ponderada).

La columna Probabilidad de supervivencia muestra la proporción de supervivientes, que corresponde a la proporción acumulada de individuos que permanecen sin experimentar un evento de riesgo educativo en cada tramo de edad, esto es a la duración (t+1). De manera complementaria, se analiza la serie correspondiente a la proporción acumulada de jóvenes que experimentó el evento de riesgo educativo en cada tramo de edad Probabilidad acumulada (Solís, 2013).

Al analizar la serie temporal de la exposición al riesgo educativo, se constata que las mayores probabilidades de experimentar la ocurrencia de un evento académico de riesgo se concentran entre los 15 y los 22 años. A partir de los 22 años, se registra la probabilidad final del evento (que ronda el 77,4%), dado que la mayor parte de los jóvenes de la cohorte han concluido su trayectoria en la educación media, ya sea por medio de la acreditación o por la desafiliación del nivel sin concluirlo. Si se observa el patrón de variación por edades de la probabilidad de riesgo educativo, a los 15 años esta ronda el 4%. Entre los 19 y los 20 años, más del 50% de los jóvenes de la cohorte expuestos al riesgo de experimentar el evento efectivamente lo experimentan. A partir de los 20 años, el descenso del conjunto en riesgo no sólo representa la incidencia de eventos de riesgo educativo, sino también el truncamiento de las observaciones que impide continuar analizando el comportamiento de al-

gunos jóvenes (que dejan de ser observables en algún momento del intervalo en cuestión). Esto implica que en cada intervalo de edad en el que se registran casos truncados, la probabilidad de ocurrencia del evento se encuentra corregida<sup>4</sup> para aquellos jóvenes que no estuvieron expuestos durante todo el intervalo, sino un período de tiempo menor transcurrido entre el *i*-ésimo cumpleaños y el momento en el cual se aplicó la encuesta.

Con respecto a los componentes adscriptivos de la desigualdad educativa, interesa analizar las tendencias de riesgo educativo en intensidad y calendario en función del género. Tal como evidencia la Gráfica 1<sup>5</sup>, a lo largo del período no se observan desigualdades sistemáticas en la intensidad con la cual ocurre el evento de riesgo para varones y mujeres, y ambas curvas convergen alrededor de los 22 años. En cuanto al calendario, hasta los 18 años hay diferencias en la ocurrencia de eventos de riesgo educativo entre varones y mujeres. Entre los 18 y los 20 años, hay un leve distanciamiento de las curvas en detrimento de los varones, que se equipararan sobre los 20 años por un crecimiento de la incidencia de riesgo educativo entre las mujeres.

El impacto del origen social sobre la incidencia de riesgo educativo se observa en la Gráfica 2. Al final del período, la mayor incidencia ocurre entre los jóvenes de las clases intermedias (III y IV en el esquema EGP). En estas clases, se evidencia una intensidad del riesgo educativo superior al 80 % sobre los 22 años. Este efecto contraintuitivo de mayor riesgo de las clases intermedias, en comparación con las manuales, se atribuye a la selección académica del sistema educativo, que resulta del truncamiento al observar el segundo ciclo de la educación media, al cual las clases manuales llegan en proporción menor. Quienes alcanzan el nivel no presentan diferencias académicas significativas con las restantes clases (Ríos González, 2012). Por contraposición, las clases I y II (clases de servicio), presentan la menor incidencia de riesgo al final de la ventana de observación. Con respecto al efecto de clase sobre el calendario, las tendencias no muestran diferencias relevantes hasta los 19 años, cuando las probabilidades de ocurrencia de riesgo aumentan principalmente en las clases intermedias, aunque también —en menor medida— entre las clases manuales y de servicio. Este impacto de la mayoría de edad legal sobre el calendario es significativo independientemente de la clase, lo cual sugiere el efecto de la normatividad en los tránsitos, más allá de las diferentes

---

4 Esta forma de corrección se denomina ajuste actuarial de casos truncados. Esta corrección supone que los eventos se distribuyen homogéneamente en el intervalo de edad, por lo cual se les atribuye la contribución al denominador de medio año-persona (Solís, 2013).

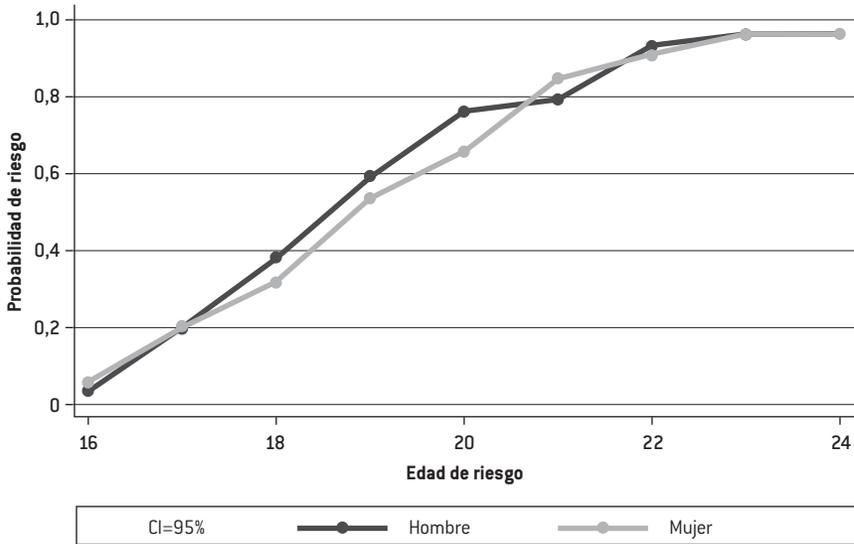
5 Los intervalos de confianza (CI) que aparecen en las gráficas indican en qué rango de valores se ubica el parámetro poblacional estimado, dado el nivel de confianza asumido. En este caso, un intervalo de confianza al 95% indica que, de un total de 100 muestras tomadas al azar de la población, la estimación del parámetro se encontrará en el 95% de los casos contenido dentro de los valores superior e inferior de dicho intervalo.

posibilidades de moratoria y permanencia en el sistema educativo según la clase de origen.

Conceptualmente, el riesgo educativo puede a priori vincularse con un pobre desarrollo de competencias académicas necesarias para la acreditación de cada grado. Esta hipótesis presenta asidero empírico al observar la incidencia de eventos de riesgo educativo a los 24 años, distinguiendo las competencias evaluadas en PISA al comienzo de la educación media. La intensidad de los eventos es sensiblemente mayor (por encima de 80%), entre los jóvenes del estrato III, quienes obtuvieron los puntajes más bajos (niveles 1 y 0) en la evaluación de matemática de PISA en 2006). Entre los jóvenes de mayores competencias (estrato I), la intensidad del evento es la más baja, casi un 60% a los 22 años, no obstante lo cual es una proporción significativa (considerando que se trata de quienes a priori presentan mejores condiciones académicas para realizar una trayectoria normativa). Respecto al impacto de las competencias sobre el calendario del riesgo, la diversificación de las tendencias se observa entre los 17 y los 18 años, pues hasta ese momento la ocurrencia de riesgo presenta probabilidades similares con independencia de las competencias PISA. A partir de los 18 años, ocurre un crecimiento sensible de las probabilidades de riesgo educativo para todos los grupos de jóvenes, y fuertemente entre los de menores competencias. Entre los 20 y los 22 años, las probabilidades de ocurrencia de riesgo se estabilizan entre los jóvenes de los estratos I y II, mientras que en el caso del estrato III hay un aumento de 20 puntos en la probabilidad.

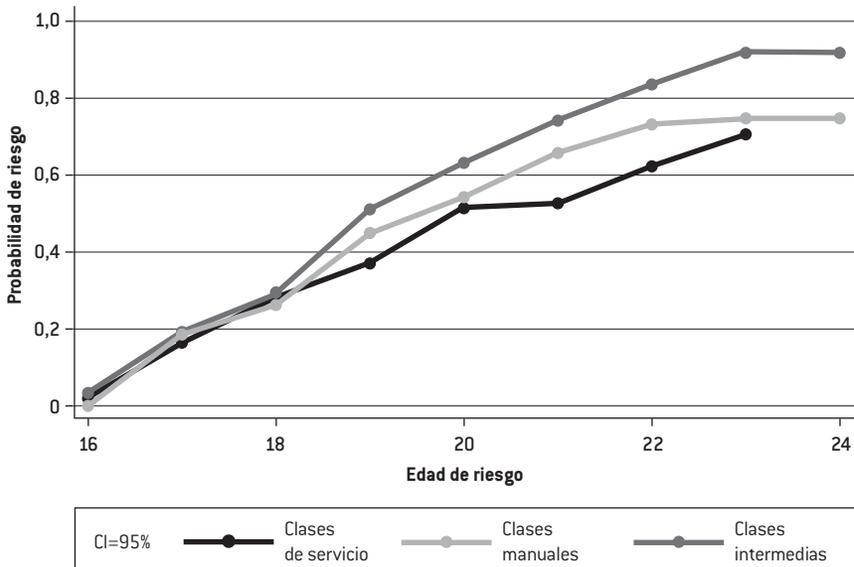
Con respecto al impacto del contenido general o vocacional de la trayectoria educativa seguida, revisten interés dos dimensiones en las cuales el tipo de educación media introduce diferencias en la trayectoria: competencias asociadas a distintos currículos, en particular con relación al empleo (Boado y Fernández, 2010; Lorenzo, 2013), y aspectos curriculares, organizacionales, institucionales, etcétera, que rigen a la educación media de tipo general o de tipo tecnológico. En este sentido, en la Gráfica 4, se observa una brecha de 20 puntos en la incidencia final de riesgo educativo a la edad de 24 años, entre los jóvenes que hacían décimo grado en media general respecto a quienes lo hacían en media tecnológica. Cuando se analiza el calendario, se evidencia que las probabilidades son significativamente más altas entre los jóvenes de la educación media general, aun antes de los 18 años. Con la mayoría de edad, la probabilidad de riesgo aumenta para los dos grupos, sin embargo el calendario es más temprano para los jóvenes de secundaria general, cuya edad mediana de riesgo se encuentra en el entorno de los 19 años, mientras que en el caso de la educación técnica, la edad mediana se encuentra cercana a los 22 años.

Gráfica 1. Calendario de riesgo educativo por género para la cohorte panel PISA 2006-2011.



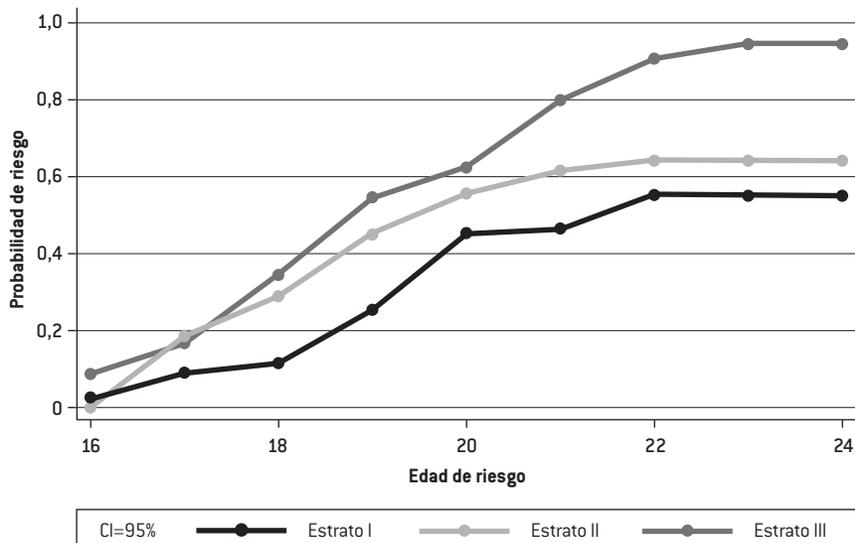
Fuente: Elaboración propia en base a la encuesta panel PISA\_L 2006-2011 (base ponderada).

Gráfica 2. Calendario de riesgo educativo por clase social de origen para la cohorte panel PISA 2006-2011.



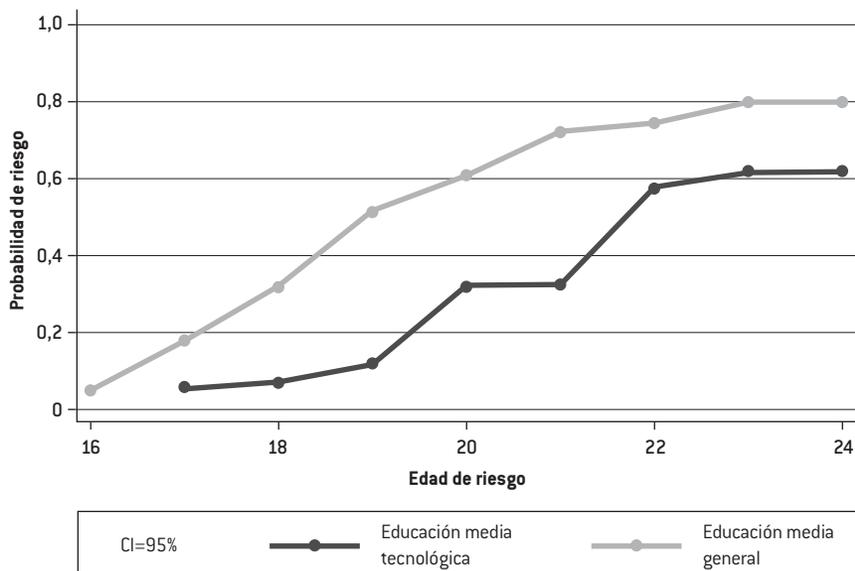
Fuente: Elaboración propia en base a la encuesta panel PISA\_L 2006-2011 (base ponderada).

Gráfica 3. Calendario de riesgo educativo por estrato de competencias para la cohorte panel PISA 2006-2011.



Fuente: Elaboración propia en base a la encuesta panel PISA\_L 2006-2011 (base ponderada).

Gráfica 4. Calendario de riesgo educativo por tipo de educación media seguida para la cohorte panel PISA 2006-2011.



Fuente: Elaboración propia en base a la encuesta panel PISA\_L 2006-2011 (base ponderada).

Como evento de transición asociado a la esfera pública de acción de los individuos, la bibliografía refiere la entrada al mercado de trabajo como un momento que condiciona en forma negativa la trayectoria escolar (Cardozo, 2012; Boado y Fernández, 2010; Saraví, 2009). Si bien los antecedentes no establecen dicha relación de manera concluyente, la aproximación descriptiva bivariada va en el sentido de una incompatibilidad entre la trayectoria educativa y el inicio de la trayectoria laboral, que se evidencia en el diferencial de riesgo al final del período de observación, entre quienes han experimentado la transición al trabajo durante la educación media y quienes no la han experimentado. Entre los primeros, la incidencia de riesgo supera el 80%, aproximadamente, mientras que entre los segundos se sitúa en el entorno del 60%. Con respecto al calendario, los 18 años (mayoría de edad legal que en Uruguay marca el momento en el cual un joven puede ingresar al mercado laboral sin necesidad de consentimiento de adultos responsables) son un punto de inflexión a partir del cual las trayectorias se diferencian y amplían con la edad. Entre aquellos jóvenes que han trabajado, la edad mediana del riesgo educativo se aproxima a los 20 años, mientras que en el caso de los jóvenes que no han trabajado, la edad mediana de riesgo se sitúa entre los 21 y los 22 años.

Respecto a la esfera privada de las transiciones, interesa identificar tendencias diferenciadas en la intensidad y el calendario de riesgo educativo en función de patrones heterogéneos de conyugalidad, emancipación y tenencia de hijos (Filardo, 2011; Varela Petito, Fostik y Fernández Soto, 2012). La hipótesis en este sentido es que la asunción temprana de roles familiares adultos incidiría sobre la ocurrencia de riesgo educativo, por una incompatibilidad entre el rol ideal del estudiante a tiempo completo (exento de responsabilidades vinculadas a otros tránsitos) y las responsabilidades asociadas a los roles privados.

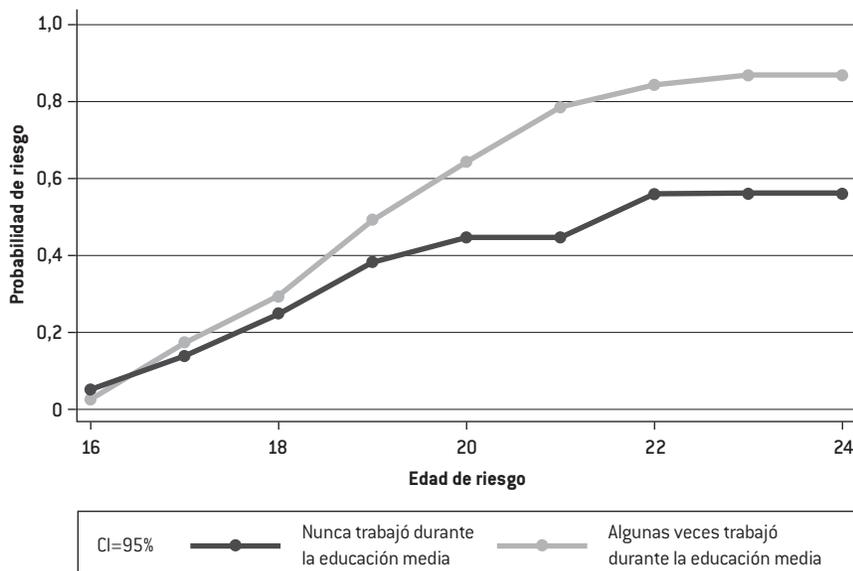
El calendario de riesgo no revela diferencias en relación con la condición de conyugalidad en las edades previas a los 18 años, tal como se ve en la Gráfica 6 (cabe destacar que la cantidad de jóvenes que han convivido resulta marginal en dicho tramo etario). A partir de los 18 años, la incidencia de riesgo aumenta con la edad para todos los jóvenes, pero el ritmo de aumento es mayor entre aquellos que transitan a la conyugalidad (la edad mediana de estos últimos se encuentra en los 18 años, mientras que quienes no han transitado a la conyugalidad, la edad mediana de riesgo académico es 19 años). A partir de los 22 años, se vislumbra la intensidad final del riesgo educativo, que es superior al 80%, entre quienes han vivido experiencias de conyugalidad, y del entorno del 70% entre quienes no han tenido la experiencia.

El abandono del hogar de los padres antes de los 18 años implica una mayor incidencia de riesgo educativo entre aquellos jóvenes que experimen-

taron el evento (superior al 80 %), por contraposición a quienes no lo hicieron (por encima del 70%). La edad mediana de riesgo educativo entre los primeros se encuentra próxima a los 18 años; entre quienes permanecen en el hogar paterno su mediana es apenas más tardía, a los 19 años.

Finalmente, la intensidad y el calendario de la ocurrencia de riesgo educativo presentan un patrón diferenciado en función de la tenencia de hijos. La diferenciación de las trayectorias se evidencia a partir de los 18 años, cuando el riesgo educativo aumenta entre aquellos jóvenes que han tenido hijos, en comparación con aquellos que no los tuvieron<sup>6</sup>. Respecto a la incidencia final del evento, se observa una brecha de 20 puntos porcentuales en el riesgo entre quienes han tenido hijos y quienes no han experimentado el evento.

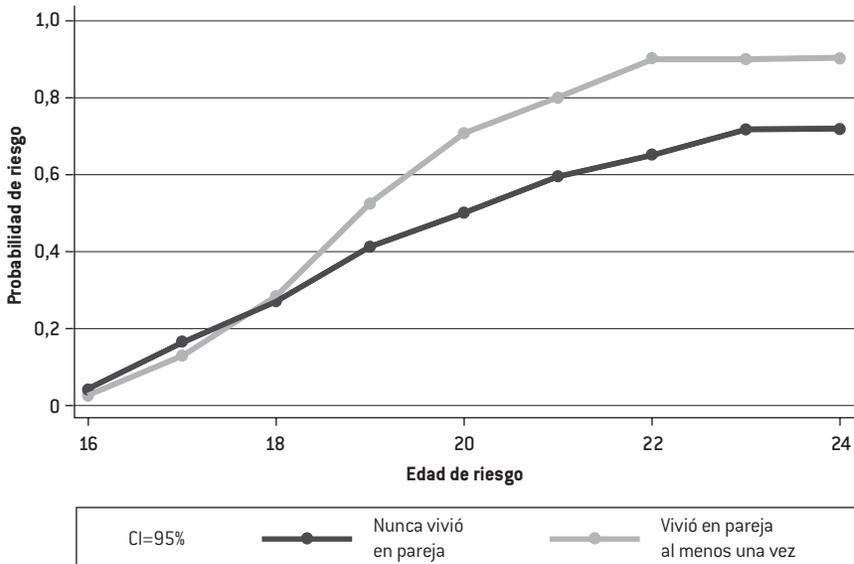
Gráfica 5. Calendario de riesgo educativo según trayectoria laboral durante la educación media para la cohorte panel PISA-L 2006-2011.



Fuente: Elaboración propia en base a la encuesta panel PISA\_L 2006-2011 (base ponderada).

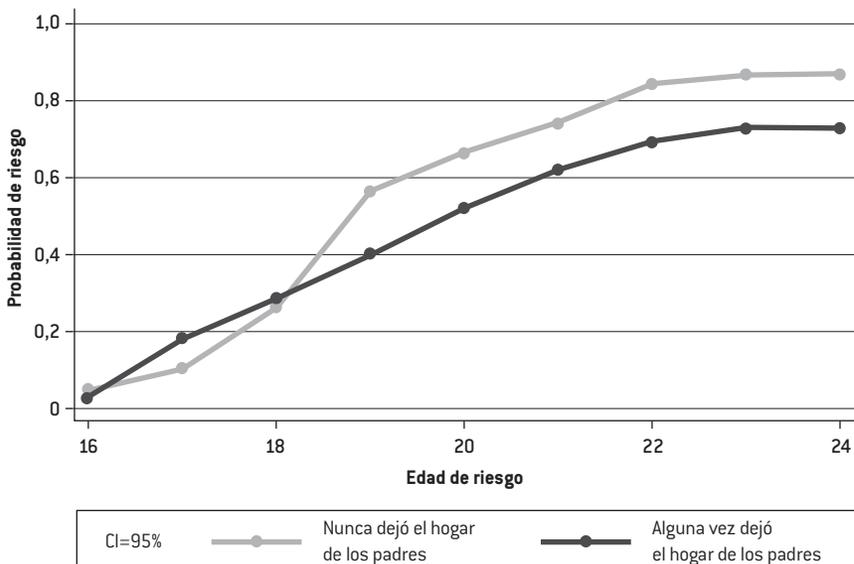
6 Es necesario considerar con cautela las diferencias entre estos grupos, en tanto el porcentaje de jóvenes con hijos en la muestra resulta marginal (en torno al 8%).

**Gráfica 6. Calendario de riesgo educativo según experiencia de conyugalidad para la cohorte panel PISA-L 2006-2011.**



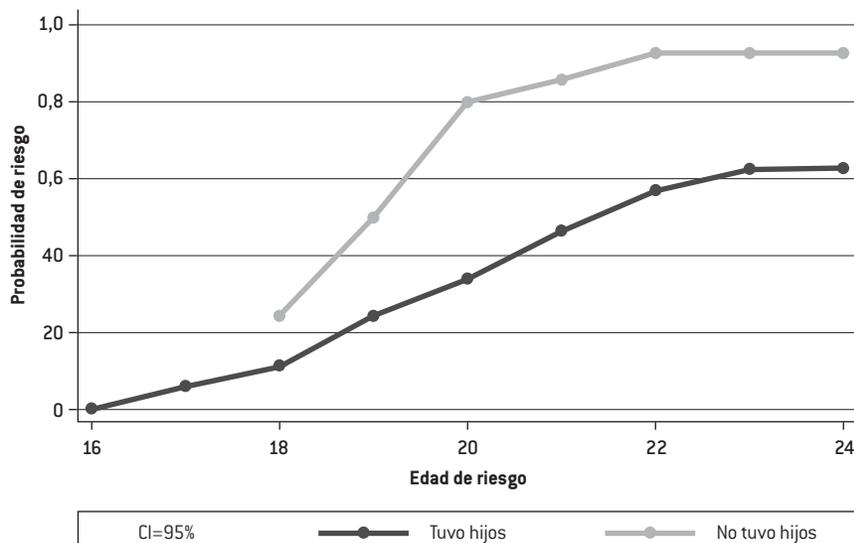
Fuente: Elaboración propia en base a la encuesta panel PISA\_L 2006-2011 (base ponderada).

**Gráfica 7. Calendario de riesgo educativo según experiencia de emancipación del hogar de los padres para la cohorte panel PISA-L 2006-2011.**



Fuente: Elaboración propia en base a la encuesta panel PISA\_L 2006-2011 (base ponderada).

Gráfica 8. Calendario de riesgo educativo según tenencia de hijos para la cohorte panel PISA-L 2006-2011.



Fuente: Elaboración propia en base a la encuesta panel PISA\_L 2006-2011 (base ponderada).

### Modelo logístico de tiempo al evento para explicar el riesgo educativo

Se estimó un modelo de regresión logística de tiempo al evento según el cual la probabilidad de ocurrencia de un evento de riesgo educativo cambia en un período de tiempo  $t$ , en el cual el individuo está expuesto a su ocurrencia, dependiendo del conjunto de variables independientes presentadas anteriormente. Se optó por un modelo de tiempo discreto, por lo cual el riesgo instantáneo (*hazard*) no puede ser calculado directamente, y debe ser aproximado mediante la estimación de la probabilidad de experimentar el evento para un intervalo de tiempo de un año (Allison, 1984).

El criterio de especificación del modelo es teórico, de contraste de las variables significativas en sus efectos sobre las trayectorias educativas (las cuales se han explorado anteriormente en forma descriptiva), y que se presume afectan la probabilidad de experimentar un evento de riesgo educativo. Se ajustó el modelo incluyendo dichas variables, independientemente de su significación en el análisis bivariado (Hosmer y Lemershow, 1989). El procedimiento de especificación fue el siguiente: a) En primer lugar, se exploró un modelo de efectos principales para analizar el impacto directo de las variables independientes sobre el *logito* de experimentar el primer evento de riesgo educativo. Todas las variables independientes se asumen fijas a lo lar-

go del tiempo, bajo el supuesto de efectos constantes sobre la probabilidad de ocurrencia de riesgo educativo. Esto implica que las vulnerabilidades de clase e intergeneracionales (los efectos de clase social, género, tipo de educación media y competencias), presentan un impacto proporcional que se mantiene constante durante todo el período. En segundo lugar, simplifica el efecto de las transiciones, asumiendo que la probabilidad del evento es afectada por la condición de haber transitado o no al trabajo, la conyugalidad, al abandono del hogar paterno, o a la condición de maternidad o paternidad, sin introducir matices dados por el transcurso del tiempo entre el tránsito y la ocurrencia de riesgo educativo. El modelo de variables fijas especificado asume la forma siguiente:

#### Modelo 1:

$$g(x) = \beta_0 + \beta_1 \text{edad} + \beta_2 \text{género} + \beta_3 \text{clase} + \beta_4 \text{estrato} + \beta_5 \text{media} + \beta_6 \text{trabajo} + \beta_7 \text{cony} + \beta_8 \text{phog} + \beta_9 \text{hijos}$$

En el cual la probabilidad de riesgo educativo  $[g(x)]$  es una función de la edad, el género, la clase social de origen, el estrato de competencias, el tipo de educación media, el inicio de la trayectoria laboral, la conyugalidad, el abandono del hogar paterno y la tenencia de hijos.

En segundo lugar, se levantó el supuesto de que las variables fijas asociadas a la vulnerabilidad de clase e intergeneracional (reproducción) mantienen un impacto proporcional constante a lo largo del tiempo sobre la probabilidad de riesgo educativo. Para probar este supuesto, se analizó la interacción de los efectos de edad ( $\_tr$ ) y las variables clase social, género, tipo de educación media y competencias. Al introducir la interacción entre la duración y las variables mencionadas, no se rechaza la hipótesis de la proporcionalidad para las correspondientes a clase social y género. En el caso de las variables tipo de educación media y competencias, es posible rechazar la hipótesis de proporcionalidad, lo cual significa que en ciertos tramos de edad el impacto conjunto sobre la probabilidad de riesgo de la edad y el tipo de educación media, así como de la edad y las competencias, es mayor que en otros tramos etarios. Por tanto, es pertinente la introducción de efectos de interacción, además de los efectos principales. El modelo ajustado incorporando interacciones en aquellas variables donde los efectos no son proporcionales en el tiempo se plantea formalmente como sigue:

#### Modelo 2:

$$g(x) = \beta_0 + \beta_1 \text{edad} + \beta_2 \text{género} + \beta_3 \text{clase} + \beta_4 \text{estrato} + \beta_5 \text{media} + \beta_6 \text{trabajo} + \beta_7 \text{cony} + \beta_8 \text{phog} \\ + \beta_9 \text{hijos} + \beta_{10} \text{edad} * \text{estrato} + \beta_{11} \text{edad} * \text{media}$$

En el cual se mantienen los efectos de las variables principales planteadas en el modelo de variables fijas, y se agregan las interacciones de las corres-

pondientes a edad y competencias (estrato), así como de la edad y el tipo de educación media (tem).

En tercer lugar, se ajustó un modelo que contempla las variables asociadas a la transición como eventos que reflejan cambios en la situación de los sujetos a lo largo del tiempo; cambios que su vez afectan las probabilidades de experimentar el evento de interés. El supuesto es que los eventos de transición son momentos de incertidumbre que repercuten hondamente en diversas esferas de acción. En tanto la trayectoria educativa está entrelazada a eventos y trayectorias que ocurren en otros dominios del curso de vida, interesa identificar los efectos inmediatos de los tránsitos en las esferas del empleo y la familia, así como si los efectos permanecen o se diluyen en el tiempo. Para la transición, se definieron variables cambiantes en el tiempo: una para la transición al primer empleo, una segunda para la transición a la primera experiencia de conyugalidad, una tercera para la primera experiencia de abandono del hogar paterno y una cuarta para la tenencia de hijos. El modelo que incluye las variables de transición móviles se expresa formalmente de la siguiente forma:

#### Modelo 3:

$$g(x) = \beta_0 + \beta_1 \text{edad} + \beta_2 \text{género} + \beta_3 \text{clase} + \beta_4 \text{estrato} + \beta_5 \text{media} + \beta_6 \text{trabajo móvil} + \beta_7 \text{cony móvil} \\ + \beta_8 \text{phog móvil} + \beta_9 \text{hijos móvil} + \beta_{10} \text{edad} * \text{estrato} + \beta_{11} \text{edad} * \text{media}$$

#### Comparación de modelos y especificación del modelo final

Al comparar los indicadores de bondad de ajuste para los tres modelos especificados<sup>7</sup>, el que incluye variables móviles asociadas a los eventos de transición es el que mejor especifica la probabilidad de ocurrencia de riesgo educativo. En primer lugar, las medidas de información (AIC y BIC) permiten la comparación directa de los tres modelos, independientemente de las diferencias entre las muestras. El valor más pequeño en ambos estadísticos es el del tercer modelo, lo cual implica que este es de mejor ajuste. Asimismo, presenta el mayor valor del estadístico pseudo R cuadrado (0,118). Con respecto al estadístico de razón de verosimilitud (LR), que indica cuánto mejora el ajuste del modelo con las variables incluidas con relación al modelo vacío, este es significativo a un nivel de 99%. Más allá del ajuste estadístico, teóricamente el modelo resulta más complejo, y por ende preferible ante los modelos 1 y 2.

7 Los resultados de los modelos ajustados, así como las sintaxis de Stata están disponibles vía solicitud por correo.

### Interpretación del modelo final

A partir del modelo especificado, se identifican efectos asociados a riesgos sociales de origen, y a las transiciones y al transcurso del tiempo, que se manifiestan sobre las trayectorias con presencia de riesgo educativo. En la interpretación del modelo, se adopta una significación del 10%, por tratarse de un trabajo de carácter exploratorio y con una muestra restringida a dos departamentos del país.

Un primer elemento es que en la educación media superior en Uruguay, la clase social como condición de estratificación no resulta de relevancia para explicar la ocurrencia de un evento académico de riesgo durante la trayectoria educativa, una vez que se controlan otros factores como el tipo de educación o las competencias. El efecto principal de pertenecer a la clase intermedia o de trabajadores manuales no diferencia significativamente la probabilidad de experimentar riesgo educativo ( $p < z = 0,105$  y  $0,321$  respectivamente), en comparación a la clase de servicio. La ausencia de efecto de la clase social en este caso no se relaciona con una condición inclusiva del sistema educativo uruguayo en educación media. La hipótesis es que para esta cohorte de estudiantes, el carácter expulsor del sistema en el primer ciclo de la educación media hace que la muestra PISA-L 2006, evaluada en el décimo grado, presente un grado de selectividad académica que vuelva menos perceptibles las desigualdades de clase —en tanto los jóvenes de las clases manuales e intermedias que acceden al nivel presentan un desempeño académico menos distante de la clase de servicio (Ríos González, 2013a)—. En este caso, se presume un problema de sesgo de selección en el sentido definido por Heckman (1977). El hecho de que la interacción entre la edad y la clase social no sea un factor de explicación significativo sobre el riesgo educativo abona la hipótesis de que la desigualdad de clases operó en los niveles anteriores.

Con respecto a la desigualdad de género, no se observan diferencias significativas entre varones y mujeres respecto a la probabilidad de riesgo educativo, lo cual se había vislumbrado en la etapa de análisis descriptivo. Como se señaló en otro trabajo (Ríos González, 2012), la ocurrencia de un evento académico de riesgo no presenta un componente de género, sin embargo, sus efectos sobre los logros (en lo que he denominado “gestión del riesgo educativo” por parte de los jóvenes, las familias y los centros educativos) sí contienen una desigualdad de género tendiente a la “masculinización del fracaso”.

Las competencias desarrolladas hasta los 15 años resultan relevantes sobre la ocurrencia de riesgo académico, como sugería el análisis descriptivo. Entre aquellos jóvenes de menores competencias, la probabilidad de riesgo educativo aumenta en un 3% en comparación con un joven del estrato de

mayor competencia. Aunque pueda resultar obvio, esto implica que el vínculo educativo y social del joven depende en gran medida de aquello que haya logrado aprender a hacer durante su escolarización hasta los 15 años.

Por otra parte, es interesante contrastar el efecto de las competencias según el momento del curso de vida en que se encuentra el joven. En este sentido, el tramo etario entre los 18 y 19 años, que marca normativamente el tránsito a la adultez, ejerce un efecto entre los jóvenes de menores competencias, que se expresa en una menor probabilidad de ocurrencia de riesgo educativo (la cual disminuye en un 0,2%). Este hallazgo se contrapone a lo observado en el análisis bivariado, lo cual indica que cuando se controlan otros factores (clase social, género, tipo de educación y eventos de transición), la edad normativa no aumenta la probabilidad de riesgo. Es posible plantear la hipótesis de que los jóvenes del estrato de menor desempeño, una vez atravesadas las dificultades del tránsito y los primeros años en el nuevo nivel (el período entre 15 y 17 años), logran adaptarse a las nuevas exigencias y, por ende, disminuye la probabilidad de que debiliten su vínculo educativo (Cardozo, *et al.*, 2014).

La educación media de tipo general aumenta la probabilidad de ocurrencia de riesgo educativo en un 6%, en comparación con la de tipo tecnológico. La hipótesis explicativa podría orientarse hacia factores de currículo u organizacionales que favorecen un mayor debilitamiento del vínculo educativo en los centros de educación media general. Cuando se considera el efecto conjuntamente con el tramo de edad en el cual ocurre el evento, se observa que —al igual que ocurría con el nivel de competencias— el período entre los 18 y 19 años marca una disminución significativa en la probabilidad de riesgo educativo (0,2%), en comparación con un estudiante de secundaria en el tramo etario de 15 a 17 años. Este hallazgo se orienta en la línea de antecedentes que sugieren la existencia de incentivos contradictorios en la matriz institucional entre el mercado de trabajo y el sistema educativo. La ambigüedad de los incentivos es resultado de las características de la regulación del mercado de trabajo sobre las transiciones laborales y las trayectorias educativas, los currículos y el requerimiento de credenciales de educación media (Fernández y Bonapelch, 2011; Cardozo, 2009). El mercado de trabajo al que acceden los jóvenes que ingresan en la actividad no exige credenciales educativas específicas (en particular si esta es de educación general y no técnica), por tanto esto hace que el costo-oportunidad de permanecer en la educación secundaria general, en edades en las cuales es posible insertarse laboralmente (considerando que la credencial no habilita el desempeño de un oficio en concreto), sea tan alto, que quienes continúan mantengan vínculos educativos más fuertes que en las edades previas, en las cuales la posibilidad de insertarse laboralmente es menor y depende del consentimiento adulto.

La hipótesis resulta consistente cuando se analizan los efectos de la transición al trabajo sobre la ocurrencia de riesgo educativo. Es así que la probabilidad de experimentar un evento de riesgo educativo aumenta en un 4% durante el año de la transición al trabajo en comparación con los años previos. Este aumento de la probabilidad de riesgo académico no se circunscribe al momento del ingreso al mercado de empleo, sino que persiste dos años después. La probabilidad de ocurrencia de un evento de riesgo educativo dos años después de la transición aumenta 3% respecto a los años anteriores al tránsito. En síntesis, el trabajo tiene importantes costos sobre la trayectoria educativa en términos de ocurrencia de eventos académicos de riesgo, lo cual vuelve a sugerir una matriz institucional contradictoria en los incentivos hacia la adquisición de credenciales de educación media y los requerimientos del mercado de trabajo de los jóvenes.

Respecto a la hipótesis de incompatibilidad de roles escolares y los roles derivados de las transiciones privadas, se evidencia que el impacto de la conyugalidad sobre la probabilidad de experimentar riesgo educativo resulta significativo durante la transición a la pareja (aumenta en un 4% respecto a los años previos, pero no en los años posteriores a ella). Esto es consistente con los antecedentes que señalan la relación entre la transición a la pareja y el abandono escolar (Blanco, 2013). Sugiere que una vez atravesado el período de compatibilizar las responsabilidades del estatus escolar con el derivado del inicio de la vida conyugal (la cual, por ejemplo, puede implicar o no un cambio de residencia), el efecto de la conyugalidad sobre el riesgo educativo no es persistente.

Por el contrario, el abandono del hogar de los padres no presenta un impacto significativo sobre la probabilidad de ocurrencia de riesgo académico durante el año mismo de la transición, pero sí en los años posteriores, lo cual se evidencia en el análisis descriptivo. En ese tramo, la probabilidad de experimentar riesgo disminuye en 1,6% respecto a los años anteriores al abandono del hogar paterno, lo cual sugiere que el cambio en el rol de hijo en alguna medida dependiente de los padres —económica, psicológica y emocionalmente o ambas— (Filardo, 2011) resulta positivo sobre la trayectoria educativa, una vez atravesada la incertidumbre inicial. De todos modos, se trata de un hallazgo exploratorio sobre el cual sería relevante profundizar en términos explicativos.

Finalmente, la transición a la paternidad o maternidad, contrario a la percepción de sentido común, no tiene un efecto significativo sobre la probabilidad de experimentar un evento de riesgo educativo. Sin embargo, en los años posteriores a la transición, sí se observa un aumento de la probabilidad del entorno de un 6% en relación con los años previos a esta. El aporte exploratorio de este hallazgo resulta relevante en dos sentidos: en primer lugar,

pone en cuestión la relación causal lineal entre la maternidad o paternidad en la adolescencia y el riesgo educativo (esto es, que implica un debilitamiento del vínculo educativo e incluso la desafiliación como una consecuencia del embarazo), al menos en el nivel de educación media superior. En Uruguay, los antecedentes han evidenciado que la relación causal en el sentido contrario resulta más plausible. En tal sentido, la ausencia de un proyecto educativo posibilita la tenencia de hijos como proyecto de vida alternativo —sobre todo entre las mujeres— (Filardo, 2011; Varela Petito, Fostik y Fernández Soto, 2012). En segundo lugar, el incremento de la probabilidad de riesgo educativo en los años posteriores a la paternidad o maternidad (en la primera infancia de los hijos) sugiere la incompatibilidad entre la trayectoria educativa y la crianza, lo cual impone barreras a la continuidad de un proyecto educativo a partir de las responsabilidades de cuidado y manutención de los hijos. Cabe mencionar que este elemento forma parte (aunque no explícita, sí potencial) de la agenda de política pública, en el marco del proyecto de implementación de un sistema nacional de cuidados (Fassler, 2009).

Cuadro 3: Probabilidades de ocurrencia de eventos educativos de riesgo para el modelo final ajustado.

Variable	Coficiente	Valor Z <sup>(1)</sup>	Probabilidad
_cons	-4,219		
18 a 19 años	2,887	3,64***	0,209
20 a 22 años	0,477	0,40	0,023
22 años y más	2,040	2,02**	0,102
Mujer	-0,426	-1,64	0,010
Clase intermedia	0,536	1,62	0,025
Clase manual	0,309	0,99	0,020
Competencias II	0,706	1,55	0,029
Competencias III	0,820	1,83*	0,032
Educación media general	1,478	3,29***	0,061
18 a 19 años* media general	-1,792	-2,50**	0,002
20 a 22 años* media general	-1,051	-1,32	0,005
22 años y más* media general	-2,783	-1,52	0,001
18 a 19 años* competencias II	-1,256	-1,55	0,004
18 a 19 años* competencias III	-1,791	-2,04**	0,002
20 a 22 años* competencias II	-0,166	-0,16	0,012
20 a 22 años* competencias III	1,357	1,34	0,054
22 años y más* competencias I	(e)		
22 años y más* competencias II	(e)		
22 años y más* competencias III			
Años transición al trabajo	0,999	3,67***	0,038
Años pos transición al trabajo	0,678	1,91*	0,028
Años transición a pareja	1,054	2,38**	0,041
Años postransición a pareja	0,106	0,20	0,016
Años transición dejar hogar paterno	0,203	0,31	0,018
Años pos transición dejar hogar paterno	-0,677	-1,81*	0,007
Años transición tenencia de hijos	0,376	0,68	0,021
Años postransición tenencia de hijos	1,444	3,05***	0,059

[1] El estadístico Z es el valor crítico que indica la probabilidad de obtener un valor como el observado bajo el supuesto de la hipótesis nula, es decir, el supuesto de que el efecto del regresor es igual a cero, o este no es significativo.

P-value: \*\*\* significación al 99% de confianza; \*\* significación al 95% de confianza; \* significación al 90% de confianza.

Fuente: Elaboración propia en base a panel PISA-L 2006-2011 (base ponderada).

## Conclusiones

La hipótesis central del artículo sostiene que las trayectorias educativas que incluyen eventos académicos denominados aquí “de riesgo” (como repetición, abandono intraanual, no inscripción, o cambio de la orientación elegida) son relevantes desde una perspectiva de política educativa, en la medida que tienen un potencial de debilitamiento sobre los vínculos pedagógicos y sociales del proceso de enseñanza-aprendizaje, así como de desinstitucionalización y desestandarización de las trayectorias educativas. A largo plazo, puede producir incertidumbre en los individuos sobre sus posibilidades de finalizar con éxito el nivel educativo cursado, y por ende implica altos costos directos y de oportunidad de la decisión de continuidad educativa en caso de no acreditarlo. Sin embargo, a pesar de la incidencia extendida de los eventos académicos de riesgo en la trayectoria de los estudiantes uruguayos, se encuentra relativamente poco explorado el vínculo entre estos eventos con la desafiliación educativa, desde una perspectiva longitudinal que introduzca al tiempo como variable central en la dinámica.

El análisis descriptivo de los calendarios arroja indicios respecto a la dinámica temporal del riesgo educativo, y permite proponer hipótesis sobre el impacto de los calendarios normativos de transición a la adultez sobre los calendarios educativos particulares. En tal sentido, es posible sostener que las edades institucionalmente previstas para la ocurrencia de ciertos eventos (como el egreso de la educación media, el ingreso al mercado de trabajo o la posibilidad de formalizar legalmente una relación conyugal de manera autónoma) conforman un calendario normativo que pauta la transición a la adultez y que condiciona las trayectorias educativas. Aquellos grupos sobre los cuales recaen condiciones de vulnerabilidad, como los estudiantes de la clase de trabajadores manuales, con bajas competencias, o que han realizado transiciones en las esferas laboral o familiar simultáneas, presentan una mayor intensidad final de eventos educativos de riesgo, así como un calendario más temprano.

El análisis multivariado profundiza algunos de los hallazgos descriptivos: en primer lugar, arroja que el tramo de 18 a 19 años (asociado a la mayoría de edad legal) aumenta la probabilidad de ocurrencia de un evento de riesgo educativo. Dicho tramo de edad también ejerce efectos conjuntos según el tipo de bachillerato (los jóvenes que se encontraban en bachillerato de secundaria presentan una mayor probabilidad de riesgo educativo) y las competencias del estudiante (los estudiantes con un desempeño más bajo en la prueba presentan mayor probabilidad de riesgo). Los eventos de transición a la adultez (empleo, conyugalidad, abandono del hogar paterno y tenencia de hijos) tienen efectos sobre la probabilidad de riesgo educativo aunque en formas diversas. Si bien, durante el año de la transición al

trabajo y la conyugalidad, no es sencillo determinar un sentido causal de la relación de estos eventos y el riesgo educativo (en tanto este último lógicamente puede ser causa o consecuencia del tránsito al empleo o la pareja, o presentarse en forma simultánea), en los años posteriores se evidencian dificultades para la continuidad educativa. Los tránsitos al empleo y la parentalidad favorecen la ocurrencia de riesgo educativo aún dos años después de ocurrido el evento. Interesa destacar las inconsistencias entre el sistema educativo y el mercado de trabajo, pues el tránsito al primer empleo y los años posteriores resultan momentos críticos en términos de riesgo educativo. Esto sugiere la necesidad de políticas integrales que favorezcan mayores nexos entre la trayectoria laboral y la educativa. Por último, el incremento de la probabilidad de riesgo educativo en los años posteriores a la paternidad o maternidad (es decir, en la primera infancia de los hijos) sugiere la incompatibilidad entre la trayectoria educativa y la crianza, lo cual impone barreras a la continuidad de un proyecto educativo a partir de las responsabilidades de cuidado y manutención de los hijos. Este es también un posible ámbito de políticas asociado a la implementación de un sistema nacional de cuidados.

## Referencias bibliográficas

- Allison, P. (1984). *Event history analysis: regression for longitudinal event data*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Blanco, E. (2013). Interrupción de la asistencia escolar: desigualdad social, instituciones y curso de vida en la ciudad de México. En: E. Blanco, P. Solís y H. Robles, coord. (2014). *Caminos desiguales: trayectorias educativas y laborales de los jóvenes en la Ciudad de México*. México: INEE - El Colegio de México, cap. 2, pp. 39-70. Disponible en: <<http://publicaciones.inee.edu.mx/buscadorPub/P1/C/230/P1C230.pdf>> [acceso 15/12/2014].
- Blossfeld, H.P.; K. Golsh y G. Rohwer (2007). *Event history analysis with Stata*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Boado, M. y T. Fernández (2010). *Trayectorias académicas y laborales de los jóvenes en Uruguay: el panel PISA 2003-2007*. Montevideo: Facultad de Ciencias Sociales-UdelaR.
- Cardozo, S. (2009). Experiencias laborales y deserción en la cohorte de estudiantes evaluados por PISA 2003 en Uruguay: nuevas evidencias. *REICE-Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 7(4), pp. 198-218.
- Cardozo, S. (2012). Trayectorias alternativas en la transición educación-trabajo. *REICE-Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 10(1), pp. 108-127 [online]. Disponible en: <<http://www.rinace.net/reice/numeros/arts/vol10num1/art7.pdf>> [acceso 15/12/2014].
- Cardozo, S.; T. Fernández; M.N. Míguez y R. Patrón (2014). Transiciones entre ciclos: marco conceptual. En: T. Fernández (2014). *Transiciones entre ciclos, riesgos y desafiliación en la Educación Media y Superior en Uruguay*. Montevideo: UdelaR-CSIC.
- Elder, G.H.; M. Kirkpatrick y R. Crosnoe (2004). The emergence and development of Life Course Theory. En: J. Mortimer y M. Shanahan (2004). *Handbook of the Life Course*. Nueva York: Springer, pp. 3-22.
- Esping Andersen, G. (2000). *Fundamentos sociales de las economías posindustriales*. Barcelona: Ariel.
- Fassler, C., coord. (2009). *Mesa de diálogo: hacia un sistema nacional integrado de cuidados*. Montevideo: Red Género y Familia-Trilce-UNFPA.
- Fernández, T. (2009). Abriendo la caja negra: trayectorias en la Educación Media Superior del Uruguay observadas en la cohorte de estudiantes evaluados por PISA 2003. En: *El Uruguay desde la sociología*, VII. Montevideo: Departamento de Sociología-FCS-UdelaR, pp. 355-382.
- Fernández, T.; M. Boado y S. Bonapelch (2008). *Reporte técnico del estudio longitudinal de los estudiantes evaluados por PISA 2003 en Uruguay*. Montevideo: Departamento de Sociología-FCS-UdelaR.
- Fernández, T. y S. Bonapelch (2011). Desigualdad en el calendario de ingreso al primer empleo: Uruguay en mirada comparada. En: *El Uruguay desde la sociología*, X, Montevideo: Departamento de Sociología-FCS-UdelaR, pp. 231-253.
- Fernández, T.; S. Cardozo y M. Boado (2009). *La desafiliación y el abandono de la Educación Media en la cohorte de estudiantes evaluados por PISA 2003 en Uruguay*. Informe de Investigación, 44. Montevideo: Facultad de Ciencias Sociales-UdelaR.

- Filardo, V. (2011). Transiciones a la adultez y educación. En: F. Filgueira y P. Mieres, ed. (2011). *Jóvenes en tránsito: oportunidades y obstáculos en las trayectorias hacia la vida adulta*. Montevideo: Rumbos-UNFPA.
- Rama, G. (1991). *¿Qué aprenden y quiénes aprenden en las escuelas del Uruguay?* Montevideo: Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Heckman, J. (1977). *Sample selection bias as a specification error: with an application to the estimation of labor supply functions*. Stanford, CA: Center for Economic Analysis of Human Behavior and Social Institutions-National Bureau of Economic Research.
- Holzmann, R. y S. Jorgensen (2000). *Manejo social del riesgo: un nuevo marco conceptual para la protección social y más allá*. Documento de trabajo, 006. Washington, DC: Banco Mundial.
- Hosmer, D. y S. Lemeshow (1989). *Applied logistic regression*. Nueva York: Wiley.
- Kholi, M. (2007). The institutionalization of the life course: looking back to look ahead. *Research in Human Development*, 4(3-4), pp. 253-271.
- Lorenzo, V. (2013). *Educación técnica y primer empleo: un estudio de caso para los activos de Montevideo*. Tesis de licenciatura en Ciencias Sociales. Universidad de la República, Montevideo, Uruguay.
- Macmillan, R. (2005). *The structure of the life course: standardized? Individualized? Differentiated?* Ámsterdam: Elsevier.
- Menese, P. (2012). *Trayectorias educativas y los factores asociados a la acreditación de la Educación Media Superior en Montevideo y Maldonado*. Tesis de licenciatura en Sociología. Universidad de la República, Montevideo, Uruguay.
- Mora Salas, M. y O. de Oliveira (2009). Los jóvenes en el inicio de la vida adulta: trayectorias, transiciones y subjetividades. *Estudios Sociológicos* 27(79), pp. 267-289.
- Ríos González, Á. (2012). *Eventos de riesgo en la trayectoria académica de los jóvenes durante la Educación Media*. Tesis de licenciatura en Sociología. Universidad de la República, Montevideo, Uruguay.
- Ríos González, Á. (2013a). *Determinantes de la ocurrencia de eventos de riesgo educativo y efectos sobre los logros académicos de los jóvenes uruguayos evaluados por PISA en 2006*. Ponencia presentada en las XII Jornadas de Investigación Científica. Derechos humanos en el Uruguay de hoy: libertades, desigualdad y justicia. Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República. Montevideo, Uruguay, 16-18 de setiembre de 2013.
- Ríos González, Á. (2013b). Perfiles de riesgo educativo y trayectorias de los jóvenes durante la Educación Media Superior. *Páginas de Educación*, 6(2), pp. 33-55.
- Saraví, G. (2009). Desigualdad en las experiencias y sentidos de la transición escuela-trabajo. *Papeles de Población*, 15(59), pp. 83-118.
- Solis, P. (2013). *Notas de apoyo de análisis de historia de eventos en Stata*. Documento interno. Colegio de México.
- Varela Petito, C.; A. Fostik y M. Fernández Soto (2012). *Maternidad en la juventud y desigualdad social*. Cuaderno de UNFPA 6(6). Montevideo: UNFPA.

## Anexo

Cuadro 4. Comparación de bondad de ajuste para modelo de riesgo con variables de transición fijas, modelo con interacciones y modelo con variables de transición móviles.

_y	Variables fijas	interacciones	Variables móviles
18 a 19 años	0,8187461**	3,077214***	2,887***
20 a 22 años	0,655181*	0,8543715	0,477
22 años y más	-0,321332	2,62813***	2,040**
Mujer	-0,414151	-0,4167004	-0,426
Clase intermedia	0,616347*	0,6110343*	0,536
Clase manual	0,4049343	0,3838154	0,309
Competencias II	0,3840677	0,5447843	0,706
Competencias III	0,6573747*	0,6058783	0,820*
Educación media general	0,883033***	1,819243***	1,478***
Trabajó durante la educación media	0,4262427	0,4076937	-
Vivió en pareja	0,280438	0,2329103	-
Dejó el hogar de los padres	0,216477	0,232406	-
Tenencia de hijos	0,3256573	0,2944149	-
18 a 19 años *media general	-	-1,747178**	-1,792**
20 a 22 años *media general	-	-1.203,809	-1,051
22 años y más *media general	-	-2.500,535	-2,783
18 a 19 años *competencias II	-	-0,8315521	-1,256
18 a 19 años *competencias III	-	-1.300,634	-1,791**
20 a 22 años *competencias II	-	0,0348558	-0,166
20 a 22 años *competencias III	-	1.778,443	1,357
22 años y más *competencias I	-	(e)	(e)
22 años y más *competencias II	-	(e)	(e)
22 años y más *competencias III	-	-	-
Años transición al trabajo	-	-	0,999***
Años postransición al trabajo	-	-	0,678*
Años transición a pareja	-	-	1,054**
Años postransición a pareja	-	-	0,106
Años transición dejar hogar paterno	-	-	0,2034662
Años postransición dejar hogar paterno	-	-	-0,6772881*
Años transición tenencia de hijos	-	-	0,376
Años pos transición tenencia de hijos	-	-	1,444***
_cons	-3,788254***	-4,664929***	-4,219***
R <sup>2</sup>	0,0595	0,0867	0,1182
Prob > chi <sup>2</sup>	0,0030	0,0005	0,0000
Log lik intercept	-9.906,926	-9.858,963	-10.144,118
Log lik full model	-9.317,684	-9.004,202	-8.932,525
AIC	18.663,368	18.050,404	17.939,920
BIC	18.734,733	18.157,120	18.067,359
LR	1.178,485***	1.709,523***	2423,186***
N	1.209	1.190	1.209

(e) Combinación de variables para la cual no hay casos en la muestra.

P-value: \*\*\* significación al 99% de confianza; \*\* significación al 95% de confianza; \* significación al 90% de confianza.

Fuente: Elaboración propia en base a panel PISA-L 2006-2011.