



El trimestre económico

ISSN: 0041-3011

Fondo de Cultura Económica

Failache, Elisa; Salas, Gonzalo; Vigorito, Andrea  
**Desarrollo en la infancia y trayectorias educativas de los  
adolescentes. Un estudio con base en datos de panel para Uruguay\***  
El trimestre económico, vol. LXXXV (1), núm. 337, 2018, Enero-Marzo, pp. 81-113  
Fondo de Cultura Económica

DOI: 10.20430/ete.v85i337.660

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31357556003>

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

UAEH  redalyc.org

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

## Desarrollo en la infancia y trayectorias educativas de los adolescentes. Un estudio con base en datos de panel para Uruguay\*

Early Childhood Development and Teenage Educational Trajectories.  
Longitudinal Evidence for Uruguay

*Elisa Failache, Gonzalo Salas  
y Andrea Vigorito\*\**

### ABSTRACT

*Background:* This study assesses the determinants of grade repetition and middle school drop-out in Uruguay, focusing on the role of past nutritional trajectory and non-cognitive abilities. A bulk of research attests the relevance of early childhood development and interventions in early stages on a wide set of outcomes across the whole life cycle (Behrman *et al.*, 2009; Conti and Heckman, 2012; Daelmans *et al.*, 2016). In the developing world, many studies highlight the strong association among nutrition and other childhood outcomes, and specifically schooling (Behrman and Wolfe, 1987). However, the role of non cognitive abilities on educational outcomes has been studied to a lesser extent.

*Methods:* We use a two waves panel survey that follows-up a cohort of children since 2004, when they were first graders at public primary schools. The cohort considered in this study was exposed to a severe economic crisis in the first 3-4 years of life (1999-2003). In order to isolate the determinants of the probability of repetition we use a fixed effects estimator, exploiting the longitudinal nature of the data-set. To overcome the potential endogeneity problems arising from including previous

\* Artículo recibido el 14 de noviembre de 2016 y aceptado el 9 de mayo de 2017. Esta investigación se realizó en el marco del Programa Inclusión Social de la Comisión de Investigación Científica (CSIC) de la Universidad de la República. Los autores agradecen los comentarios de Fedora Carbajal, Gioia de Melo, Alina Machado y los asistentes al Seminario del Instituto de Economía. Los errores remanentes son responsabilidad de los autores.

\*\* Los tres autores son investigadores del Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República (correos electrónicos: [efailache@iecon.ccee.edu.uy](mailto:efailache@iecon.ccee.edu.uy), [gsalas@iecon.ccee.edu.uy](mailto:gsalas@iecon.ccee.edu.uy) y [andrea@iecon.ccee.edu.uy](mailto:andrea@iecon.ccee.edu.uy)).

repetition events as a determinant in the case of the school drop-outs equations, we base our analysis on MCO and MC2E estimators.

*Results:* Our main results show that lagged household income and height for age strongly predict grade repetition. At the same time, a low SDQ score in the pro-social, emotional symptoms, hyperactivity and behavioral problems subscales is highly associated with repetition. Meanwhile, repetition strongly predicts school drop-out.

*Conclusions:* These findings are consistent with the previous literature that points out that early child development strongly conditions outcomes in later life. Specifically, we identify a strong effect of departing conditions on teen-age educational outcomes. The latter suggest the relevance of designing early interventions that provide support to households since early stages in the life cycle. Identifying the initial conditions that deprivations that determine educational outcomes is a very relevant input for short-run and long-run antipoverty policy design. Our findings also point out that the links among grade repetition and school drop-out need to be further studied in order to expand educational achievements in Uruguay.

*Key words:* school attendance; non-cognitive abilities; panel data; nutrition; repetition; teenagers; SDQ; Uruguay. *JEL Classification:* I21, I31, J13.

## RESUMEN

*Antecedentes:* En este trabajo se analiza el papel de la trayectoria nutricional y las habilidades no cognitivas en el abandono escolar y la repetición en enseñanza media en Uruguay. Varios trabajos han dado cuenta de la relevancia que a lo largo del ciclo de vida tienen los desempeños en la primera infancia y del papel que juegan las intervenciones tempranas (Behrman *et al.*, 2009; Conti y Heckman, 2012; Daelmans *et al.*, 2016). En los países en desarrollo muchos trabajos han analizado cómo se asocia la situación nutricional con el resto de los desempeños vitales y, en particular, con los escolares (Behrman y Wolfe, 1987). Sin embargo, el papel de las habilidades no cognitivas ha sido escasamente abordado.

*Métodos:* Se trabajó con dos olas de un panel de niños que cursaban primer año de enseñanza primaria en escuelas públicas en 2004. Los adolescentes estudiados estuvieron expuestos durante los primeros años de vida a una aguda crisis económica (1999-2003). Para las estimaciones de la probabilidad de repetir, se explota la naturaleza longitudinal de la fuente de datos aplicando efectos fijos. En el caso del abandono del sistema escolar las estimaciones se realizan por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y Mínimos Cuadrados en dos Etapas

(MC2E). En este último caso se corrigen los problemas de endogeneidad por considerar como variable explicativa del abandono los eventos previos de repetición del adolescente.

*Resultados:* Se encontró que la talla para la edad y el ingreso del hogar al inicio del ciclo primario son fuertes predictores de la repetición. Un mal desempeño en las escalas psicométricas del cuestionario de fortalezas y dificultades (SDQ, por sus siglas en inglés) (síntomas emocionales, problemas de conducta, hiperactividad y actitud prosocial) se correlaciona con haber experimentado algún episodio de repetición. A la vez, ésta predice fuertemente el abandono.

*Conclusiones:* Estos hallazgos se encuentran en línea con la literatura que sostiene que el desarrollo en etapas tempranas condiciona los desempeños en la adolescencia. Se encuentra una fuerte inercia en las condiciones de partida de los adolescentes, lo que sugiere la necesidad de apoyar a los hogares con intervenciones desde las edades tempranas como una manera de acompañar todo el ciclo vital. Identificar la configuración de privaciones iniciales que condicionan el desempeño educativo constituye un insumo para el diseño de las políticas de combate contra la privación presente y futura. Los hallazgos también reafirman la importancia de lograr una mayor comprensión de la forma en que interactúan la repetición escolar y el abandono, con el propósito de abatir las altas tasas de abandono escolar.

*Palabras clave:* asistencia escolar; habilidades no cognitivas; datos de panel; nutrición; repetición; adolescentes; SDQ; Uruguay. *Clasificación JEL:* I21, I31, J13.

## INTRODUCCIÓN

En los últimos años los desempeños educativos en enseñanza media y sus determinantes han constituido un tema de debate, tanto en ámbitos académicos como en el diseño de políticas públicas (Freeman y Simonsen, 2015; UNESCO, 2013). Los estudios que han abordado esta problemática han hecho hincapié en distintos canales (De Witte *et al.*, 2013) y se han centrado en países con distinto grado de desarrollo relativo (Heckman y Raut, 2016; Hanushek y Woessmann, 2012).

En este trabajo se analizan los determinantes de los desempeños educativos de los adolescentes en Uruguay, con un enfoque en su asociación con la trayectoria nutricional y el desarrollo socioemocional o las habilidades no cognitivas. Uruguay enfrentó una fuerte recesión económica entre 1999 y 2003, cuyo desenlace fue la mayor crisis experimentada por el país en el

siglo XX. En ese periodo el desempleo aumentó fuertemente y las tasas de pobreza se duplicaron y alcanzaron a más de la mitad de los hogares con menores de cinco años (Amarante *et al.*, 2007). Sin embargo, no se dispone de estudios longitudinales que analicen el papel de las privaciones experimentadas durante la primera infancia en ese periodo sobre los posteriores desempeños escolares.

La relevancia que a lo largo del ciclo de vida tienen los desempeños en la primera infancia y el papel que juegan las intervenciones tempranas, debido a la mayor plasticidad observada en esta etapa, han sido extensamente documentadas en un amplio conjunto de ciencias (Behrman *et al.*, 2009; Conti y Heckman, 2012; Daelmans *et al.*, 2016). En los países en desarrollo muchos trabajos han analizado cómo se asocia la situación nutricional con el resto de los desempeños vitales y, en particular, con los escolares (Behrman y Wolfe, 1987). Estos aspectos no han sido aún explorados para el caso uruguayo, y éste será uno de los aportes de la presente investigación.

A la vez, las habilidades no cognitivas han cobrado relevancia en la literatura económica reciente.<sup>1</sup> El desarrollo de habilidades no cognitivas y cognitivas adecuadas constituye un fuerte determinante de las posibilidades de desarrollo adulto autónomo, tanto por su valor intrínseco como instrumental, en referencia a aspectos tales como la generación de ingresos y el desempeño en el mercado de trabajo (Bowles, Gintis y Osborne, 2001).

Si bien no se dispone de investigaciones similares para la región, un estudio basado en datos de panel para el Reino Unido encuentra que las habilidades no cognitivas constituyen un predictor relevante de la permanencia en el sistema educativo durante la adolescencia (Carneiro, Crawford y Goodman, 2007).

Estos aspectos son sumamente relevantes para el caso uruguayo, pues el principal desafío del sistema educativo en la actualidad radica en acometer las elevadas tasas de abandono en la educación media y los altos indicadores de rezago escolar y repetición (Furtado, 2003; Llambí, Messina y Perera, 2009; Banco Mundial, 2007). Si bien en Uruguay la asistencia escolar es obligatoria hasta completar seis años de educación primaria y seis años de educación media, Bucheli y Casacuberta (2000) ya indicaban, casi dos décadas atrás, que la capacidad del sistema educativo para hacer cumplir estos mínimos obligatorios estaba estancada. La UNESCO (2013) mostró que las

<sup>1</sup> Las habilidades no cognitivas abarcan la motivación, la regulación socioemocional, la administración del tiempo y los factores de la personalidad del niño (Heckman, 2008).

tasas de abandono y repetición en Uruguay son de las más altas de la región. Según Llambí, Messina y Perera (2009), 85% de los jóvenes entre 13 y 18 años había accedido al ciclo básico de educación media (constituido por los tres primeros años), en tanto que 55% lo terminaba a tiempo. A comienzos de la presente década sólo 39% de los jóvenes menores de 25 años había completado los 12 años obligatorios (Aristimuño y De Armas, 2012).

Además de esto, Méndez-Errico y Ramos (2015) observan que algunas conductas de riesgo afectan negativamente las decisiones de asistencia escolar. Con base en un panel de adolescentes uruguayos, De Melo y Machado (2015) encuentran que para predecir las decisiones educativas no sólo son relevantes las características socioeconómicas, sino también el desempeño educativo en los comienzos de la educación primaria, las expectativas futuras y las preferencias y autopercepción de habilidad en diversas asignaturas. Sin embargo, no existen en Uruguay trabajos que vinculen las habilidades no cognitivas medidas con base en información psicométrica con los desempeños educativos en la adolescencia, y son pocos los estudios de estas características desarrollados en países de ingreso medio.

En este trabajo se busca aportar elementos en esta dirección con base en la información del Estudio Longitudinal del Bienestar en Uruguay (ELBU), cuyas características se detallan más adelante.<sup>2</sup> Además de un amplio conjunto de indicadores socioeconómicos, la base de datos dispone de información antropométrica y de habilidades no cognitivas reveladas con base en el cuestionario de fortalezas y dificultades (SDQ, por sus siglas en inglés) desarrollado por Goodman (1997).

La estructura del trabajo es la siguiente. En la primera sección se presenta una revisión de antecedentes sobre determinantes de los desempeños educativos. Luego, en la sección II, se describe la fuente de datos utilizada y se indican brevemente las características del método utilizado para realizar las estimaciones. En la sección III se presentan los principales resultados. La sección final contiene las principales conclusiones.

## I. LOS DETERMINANTES SOCIOECONÓMICOS DE LA REPETICIÓN Y EL ABANDONO ESCOLAR

En este trabajo se estudian los determinantes de la repetición y el abandono escolar. Hsin y Xie (2011) agrupan sus determinantes en tres grandes cate-

<sup>2</sup> Los datos, formularios y trabajos realizados en los que se basa este estudio pueden consultarse en <http://www.fcea.edu.uy/estudio-del-bienestar-multidimensional-en-uruguay.html>

gorías: antecedentes familiares y características del entorno, habilidades no cognitivas y habilidades cognitivas.

En relación con las características propias de los niños, Glewwe (2005) señala que la situación nutricional en las distintas etapas de la primera infancia, así como un conjunto de decisiones que toman los padres en esta etapa (tales como los cuidados prenatales, lactancia y selección de centro educativo), constituyen elementos centrales para comprender los desempeños educativos posteriores. La relevancia de las habilidades cognitivas en los logros educativos ha sido puesta de manifiesto en innumerables estudios (véase, por ejemplo, Duncan *et al.*, 2007). En Heckman, Sixtrud y Urzua (2006) se encuentra un fuerte impacto de las habilidades no cognitivas sobre la probabilidad de culminar estudios universitarios. Y, por su lado, Delgado *et al.* (2008) encuentran que existe un vínculo entre el retraso escolar y dos subescalas del SDQ (síntomatología emocional y problemas de conducta).

Las características del hogar analizadas con más frecuencia son la educación de los padres y el ingreso. La primera puede aproximar a aquéllos a la valoración de la educación o a la habilidad para asistir en las tareas domiciliarias a sus hijos, en tanto que en hogares con bajos ingresos se puede reducir la demanda por la educación si la restricción presupuestal limita las posibilidades de realizar este tipo de inversión. Hsin y Xie (2011) identifican la relevancia de la educación de la madre y los ingresos de los hogares en el desarrollo de habilidades no cognitivas y en los desempeños académicos. Encuentran que buenos antecedentes familiares redundan en mejores logros educativos y en el desarrollo de mayores habilidades no cognitivas.

Los trabajos que analizan pruebas de rendimiento escolar también encuentran que las principales características de padres y madres asociados a los resultados educativos de sus hijos son su nivel educativo, la ocupación de tiempo completo, la estructura de hogar y la tenencia de bienes durables y el acceso a libros (Martins y Veiga, 2010; Bonesrønning, 2008).

En relación con el vínculo entre la repetición escolar y el abandono del sistema educativo André (2008) indica que teóricamente el efecto puede ser ambiguo. Si la repetición tiene un efecto positivo sobre el aprendizaje, podría generar mayor asistencia. Sin embargo, el efecto podría ser negativo si produce un desestímulo que aumenta el abandono. En su estudio empírico para Senegal realiza estimaciones por variables instrumentales, utilizando la repetición de los compañeros de clase —interpretándola como la actitud de

los profesores hacia la repetición— y encuentra que la repetición reduce la probabilidad de asistencia al año siguiente en 5%.

En concordancia con esos resultados, Sabates, Hossain y Lewin (2012) encuentran que, en el caso de Bangladesh, la repetición escolar incrementa 7% la probabilidad de abandono. Glick y Sahn (2010) también encuentran una relación positiva entre la repetición y el abandono para Madagascar, con un efecto mucho más importante, al incrementarse la probabilidad de abandono en cuarto grado en 15% en los casos donde el estudiante vivió un episodio de repetición en segundo grado.

La revisión de la literatura para América Latina muestra que para estos países existen muy pocos trabajos que analicen las variables y desempeños de interés. En particular, como se señaló al comienzo de este trabajo, no se dispone de estudios que analicen para el caso uruguayo la vinculación entre desempeños nutricionales, habilidades sociales y desempeño escolar en adolescentes.

Los análisis sobre desempeños educativos de los jóvenes en Uruguay se han basado principalmente en pruebas de rendimiento (MESYFOD, 2001).<sup>3</sup> Mediante un estudio de panel y considerando una muestra de estudiantes que habían participado en las pruebas del Programa de Evaluación Internacional para Estudiantes (PISA) a los 15 años aproximadamente,<sup>4</sup> Boado y Fernández (2010) analizan sus trayectorias educativas y laborales cinco años después. Encuentran que quienes completan el ciclo básico lo hacen en algo más de tres años, pero quienes se rezagan muestran una baja probabilidad posterior de terminarlo.

Por su parte, Manacorda (2012) analiza el efecto de la repetición en el abandono escolar utilizando datos para Uruguay de los años 1996 y 1997, momento en el cual se cambia la regla de aprobación del año lectivo. Aprovechando la discontinuidad generada por el cambio de regla, encuentra un efecto negativo de la repetición sobre el posterior abandono, lo cual redundaría en una reducción de 0.8 años de educación.

Distintos trabajos, por ejemplo, Hoxby (2000), han demostrado que los grupos de pares generan externalidades sobre los resultados educativos.<sup>5</sup> En

<sup>3</sup> En Carneiro, Crawford y Goodman (2007) se indica que estas pruebas constituyen una buena aproximación a las habilidades cognitivas. Este aspecto es relevante, pues ayuda a comprender las dinámicas posteriores dentro del sistema educativo y en el ámbito laboral.

<sup>4</sup> A esa altura, 25% de los jóvenes había abandonado el sistema educativo, por lo que el estudio es representativo del porcentaje restante.

<sup>5</sup> Esta relación causal es muy difícil de probar. Los efectos observados pueden deberse a la corre-



su ilustración empírica de la estimación de estos efectos con base en el análisis del consumo de actividades recreativas de los adolescentes en Canadá, Bramoullé, Djebbari y Fortin (2009) consideran la información de los cinco amigos principales de cada adolescente como fuente de variación exógena del efecto de grupo, lo que les permite utilizar esta información como instrumento. Basado en una estrategia empírica similar, De Melo (2012) indica que, para el caso uruguayo, las interacciones sociales probablemente influyan en las decisiones educativas, hábitos de estudios y aspiraciones. En este caso, los datos sobre los pares provienen de los compañeros de clase.

Si bien en Uruguay se han realizado diversos estudios sobre desarrollo infantil, la mayor parte de los mismos se ha basado en datos de corte transversal y ha abordado poblaciones específicas (véase, por ejemplo, Cabella *et al.*, 2015). Todos los antecedentes demostraron que, al analizar los desempeños de los niños y adolescentes, las variables de ingreso y educación se mostraban asociadas significativamente con los problemas conductuales.

Con base en el SDQ, aplicado a niños que tienen entre cuatro y 16 años, Bucheli *et al.* (2014) encuentran que 23% de los niños enfrentó problemas en el área de síntomas y problemas psicológicos y conductuales frecuentes, en tanto 11% se ubicó en el rango límite. Para el rango de niños en edad escolar los resultados fueron similares a los de Viola, Garrido y Varela (2008), quienes consideran síntomas frecuentes utilizando la lista de verificación de comportamiento infantil (CBCL, por sus siglas en inglés). El trabajo de Bucheli *et al.* (2014) también muestra valores dos y tres veces más altos de problemas totales en los niños provenientes del tercil de hogares más pobre, mientras que en el tercil más rico se encontraron valores similares a los encontrados por Goodman en Inglaterra: 10% de problemas totales y 10% en el rango límite.<sup>6</sup> Respecto a las diferencias de género, al igual que en los estudios mencionados con anterioridad, en casi todas las áreas hay predominio de varones sobre las mujeres. En cuanto a la edad, el máximo de sintomatología aparece para los niños en la edad escolar y para las niñas en la adolescencia.

lación derivada de las similitudes y del ambiente común que enfrentan los integrantes de un grupo, así como a las características del grupo de pares (exógenos) o a la interacción que se genera a raíz de los resultados de los pares (endógenos) (Manski, 1993).

<sup>6</sup> Los hallazgos revelaron que Uruguay tiene valores similares a los países en vías de desarrollo (Brasil, Irán, China, etc.) y se encuentra alejado de los valores encontrados para problemas psicológicos, emocionales y conductuales de países desarrollados.

## II. METODOLOGÍA

### 1. Fuentes de información utilizadas

El Estudio Longitudinal de Bienestar en Uruguay (ELBU) sigue a niños que cursaban primer año escolar en el sistema público durante 2004. En dicho año se realizó un relevamiento a una muestra representativa de escuelas y grupos de las capitales departamentales, la cual combinó la toma de medidas antropométricas con encuestas socioeconómicas.<sup>7</sup> Se realizaron 3 261 encuestas a hogares, y en 2 811 de dichos hogares también se dispuso de información antropométrica. Dado que 85% de los niños que asistían a primer año concurría en enseñanza pública en 2004, la muestra es representativa de ese sector de la población y presenta un truncamiento en los estratos socioeconómicos más altos, dado que sólo 43% de los niños del quintil más alto de ingresos concurría en ese año en enseñanza pública (Bérgolo, Leites y Salas, 2006; Amarante *et al.*, 2007).

En 2006 se realizó un segundo relevamiento que no será considerado en este trabajo, ya que la muestra se restringió al área metropolitana. En 2009 se levantó por tercera vez información antropométrica, lo que permitió contar con datos sobre el estado nutricional de una cohorte completa de niños a lo largo del ciclo educativo, puesto que la mayoría de los que integraban la muestra original del relevamiento 2004 se encontraban en sexto año de escuela. Finalmente, en 2011 y 2012 se recabó la información correspondiente a la tercera ola, la cual concurría nuevamente en los hogares de los niños cuando éstos en su mayoría cursaban segundo año de enseñanza media y tenían entre 13 y 14 años. Así se reentrevistaron 2 152 hogares, lo cual implica que se recuperó 65% del panel inicial (tasa de desgranamiento de 35%).<sup>8</sup> De éstos, 493 casos no cuentan con información antropométrica, al tiempo que 994 niños adicionales fueron medidos, pero sin concretar la entrevista en el hogar.

Además de los desempeños nutricionales de los niños en cada periodo,

<sup>7</sup> El marco muestral utilizado fue el Tercer Censo de Talla Escolar de 2002 (los detalles pueden encontrarse en Amarante *et al.*, 2007). Además de Montevideo y el área metropolitana, se incluyeron cinco de las restantes 18 capitales departamentales (Artigas, Florida, Paysandú, Rivera y Soriano).

<sup>8</sup> Se realizaron diversas pruebas para analizar posibles sesgos en el desgranamiento del panel. En el cuadro A1 se presenta una estimación de la probabilidad de desgranamiento entre la ola de 2004 y la de 2011-2012. Se utilizan como variables independientes aquellas que fueron usadas en las estimaciones del presente trabajo disponibles en la primera ola. En dichas estimaciones no se encuentran efectos significativos de ninguna variable salvo en la región de residencia del niño.

el cuestionario aplicado permite conocer sus desempeños educativos, información socioeconómica del hogar, educativa, aspectos de salud de la madre del niño, actitudes y opiniones. En resumen, combinando la primera y tercera ola se obtiene un panel balanceado de 2 152 hogares para los que hay al menos alguna información en ambas olas. A la vez, 1 563 casos cuentan con información antropométrica y socioeconómica para ambas olas.

## 2. Variables

El sistema educativo uruguayo se estructura en un ciclo preescolar obligatorio desde los cuatro años, un ciclo primario de seis años al cual se ingresa a los seis años y un ciclo secundario o medio que puede cursarse en liceos o enseñanza técnica. Este último ciclo dura seis años e incluye el ciclo básico (los tres primeros años) y un ciclo superior (los últimos tres años). Este trabajo considera a adolescentes que, en caso de no haber tenido episodios de repetición, se encuentran cursando el segundo año del ciclo básico.

El desempeño escolar se aproximó con base en el abandono del sistema educativo y la repetición escolar. En este último caso se identifica si, en el periodo considerado, el adolescente tuvo al menos un episodio de repetición escolar. También se realizan estimaciones considerando como resultado el número de repeticiones observadas en el periodo. Desafortunadamente, no se contó con información que permitiese evaluar la calidad de los aprendizajes.

Como se señaló en la introducción, para identificar las habilidades no cognitivas de los adolescentes se utilizó el instrumento SDQ, el cual consta de cinco escalas de cinco ítems que pueden definirse a partir de un conjunto de categorías (Elander y Rutter, 1995). Las escalas identifican: *i*) síntomas emocionales, que incluyen la preocupación excesiva y persistente del adolescente, dolores abdominales o vómitos, negativa persistente a asistir a la escuela y dificultades para dormir, *ii*) problemas de conducta, que abarcan la desobediencia, la mentira y la agresión, *iii*) hiperactividad, asociada a los déficits de atención, *iv*) problemas con los pares, es decir alteraciones en los procesos de interacción social, y *v*) un componente prosocial, en tanto el adolescente indica sentimientos hacia otra persona y ofrece ayuda.<sup>9</sup>

<sup>9</sup> Cada ítem del SDQ se puntúa en una escala de 0 a 10. Se identifican dos umbrales que corresponden a situaciones anormales y límite. Los umbrales varían según el componente considerado, por ejemplo, las situaciones anormales se corresponden con los puntajes de 7 a 10 en los componentes hiperactividad

Los indicadores de situación nutricional de los niños fueron calculados para cada momento con base en la estandarización de las medidas antropométricas (talla y peso). En este trabajo se utiliza exclusivamente la talla para la edad, puesto que este indicador constituye un buen resumen de los desempeños nutricionales acumulados durante los primeros años de vida, aunque también puede recoger efectos de enfermedades o influencias ambientales o genéticas (Glewwe, Jacoby y King, 2001). Asimismo se realizaron pruebas con el índice de masa corporal y el peso para la talla, pero no se encontraron diferencias significativas. Al igual que en Cueto *et al.* (2005) y en Glewwe, Jacoby y King (2001), se incorpora la talla para la edad de forma continua en la estimación de los desempeños educativos.

### 3. Métodos

El modelo más general a estimar en este caso se expresa como:

$$S_{i3} = \beta \cdot X_{i3} + \gamma \cdot H_{i3} + \delta \cdot Z_{i1} + \delta \cdot Y_{i1} + \theta_c + \mu$$

donde  $S_{i3}$  identifica si el adolescente experimentó algún episodio de repetición hasta 2011-2012, cuando, de no existir rezago, debería estar asistiendo a primer o segundo año de educación media.  $X_{i3}$  son características individuales del adolescente y  $H_{i3}$  son características del hogar, ambas de la tercera ola.  $Z_{i1}$  identifica la situación nutricional en el momento de ingreso a la escuela (primera ola, en el año 2004) y  $Y_{i1}$  refleja el ingreso per cápita del hogar también en el año 2004;  $\theta_c$  indica efectos fijos del centro educativo  $c$  al que el niño asistía en primer año, y  $\mu$  es un ruido aleatorio.

Para contar con una población más homogénea en términos de edades se incluyen especificaciones que sólo toman en cuenta estudiantes que pertenecen a la misma cohorte de ingreso al sistema educativo (cohorte de 2004), es decir, que excluye a los niños de cohortes anteriores que, por haber repetido primer año, se mantenían en dicho grado en 2004.

Con base en las consideraciones realizadas en los antecedentes, en el presente trabajo se incorporaron variables que reflejan los desempeños del grupo de pares del estudiante. A diferencia de los trabajos allí citados, los

y síntomas emocionales, de 6 a 10 en problemas con los pares y de 5 a 10 en problemas de conducta. A diferencia de los restantes ítems en el componente prosocial el alto puntaje se asocia a mejores niveles de interacción social, siendo el rango de 0 a 4 el que permite identificar anomalías.

coeficientes obtenidos deben interpretarse como asociaciones y no como efectos causales.

Hay que mencionar que se estima la probabilidad de abandono del sistema educativo con la información de la tercera ola, en la que se observa si el niño asiste o no a un centro educativo,  $D_{it}$ . Se pone particular interés en el efecto de la repetición sobre el abandono escolar y en los potenciales efectos diferenciales según la acumulación de episodios de repetición previos. El modelo a estimar se expresa como:

$$D_{i3} = \rho \cdot S_{i3} + \beta \cdot X_{i3} + \gamma \cdot Z_{i1} + \delta \cdot Y_{i1} + \tau_c + \mu$$

Esta estimación puede presentar problemas de endogeneidad, dado que tanto el abandono escolar como la repetición pueden ser explicados por los mismos factores. Por esta razón, se procedió a utilizar el desempeño promedio del grupo de pares como instrumento del abandono escolar, con base en dos alternativas. Por un lado, se toma en cuenta a los niños que compartieron clase en primero de escuela y se considera la proporción que repitió a lo largo del ciclo educativo. Por otro lado, se explota información declarada por los padres sobre las características de los cinco mejores amigos del adolescente, lo que da mayor variabilidad en relación con la primera opción. En concreto se utiliza como instrumento el hecho de que ninguno de los amigos que tienen menos de 17 años presente rezago educativo para su edad y asiste a primero o segundo grado de enseñanza media. Adicionalmente, se incluye como control una variable dicotómica que identifica si al menos un amigo menor de 17 años abandonó el sistema educativo.

### III. RESULTADOS

#### 1. *Estadísticas descriptivas*

La información del ELBU ilustra que aproximadamente 39.3% de los adolescentes experimentó algún fracaso en su trayectoria educativa. Poco más de 10% de los niños ya había desertado y más de un tercio había vivido un episodio de repetición. Existen altos niveles de intersección entre ambos desempeños: 53% de los niños que abandonaron había repetido previamente y 17% de quienes repitieron luego abandonó los estudios.

Mientras tanto, 15% de los niños había experimentado más de un episo-

dio de repetición. La proporción de adolescentes que aún no había ingresado a enseñanza media en 2011-2012 es de alrededor de 20%. Esta cifra estaría dando cuenta de aquellos estudiantes con un rezago educativo de más de dos años.

La incidencia de la repetición es más elevada entre los varones que residen en el área metropolitana (55%), en relación con aquellos que residen en el interior del país y para las niñas que viven en el área metropolitana (40%).<sup>10</sup> Las tasas de abandono también fueron superiores en el caso de los varones (14 versus 9%).

Estos resultados son consistentes con las tasas de abandono en este tramo etario (13 y 14 años) en la Encuesta Continua de Hogares del Instituto Nacional de Estadística (INE), donde alcanzan 7% en toda la población que cursó primaria pública (8% entre los varones y 5% entre las niñas). El grueso del abandono escolar se efectiviza en edades posteriores (Arim, De Rosa y Vigorito, 2014; MESYFOD, 2001).

En el indicador de talla para la edad se observa una caída importante en el valor promedio del puntaje *z*, el cual varía entre  $-0.2$  desvíos estándar en 2004 y  $-0.09$  desvíos estándar en 2011-2012.<sup>11</sup> No obstante, la proporción de adolescentes con cortedad de talla (puntaje *z* menor de 2 desvíos estándar) se mantuvo relativamente constante, en torno a 4%. En el caso del área metropolitana se observa que existe una leve mejora del puntaje *z*, al pasar de  $-0.18$  a  $-0.15$  desvíos estándar, en tanto la cortedad de talla disminuyó de 4.4 a 3.8%.

El ingreso per cápita del hogar en términos constantes muestra un incremento de 70%, consistente con la recuperación económica experimentada por el país en el periodo, en tanto la pobreza monetaria en este grupo se reduce de 81 a 61%.

Como ya se señaló, los indicadores utilizados para el estudio de las habilidades no cognitivas provienen de la prueba SDQ, la cual fue incluida en el ELBU exclusivamente en 2011-2012. En el cuadro 1 se presentan algunas estadísticas resumen del SDQ. Se observa que la incidencia de situaciones

<sup>10</sup> Vale aclarar que estas tasas de repetición no son comparables con las que difunde el sistema educativo (MESYFOD, 2001), dado que las que aquí se presentan recogen repeticiones a lo largo de toda la trayectoria escolar y no en un año determinado.

<sup>11</sup> En el caso de los niños que no cuentan con información de la talla para la edad, lo cual sucede mayormente en la ola 2011-2012, se imputa el valor promedio de la ola respectiva. Este procedimiento no genera cambios significativos en los promedios, los cuales pasan de  $-0.20$  a  $-0.21$  en 2004 y de  $-0.088$  a  $-0.083$  en 2011-2012.

CUADRO 1. *Estadísticas descriptivas del SDQ. Año 2011-2012*

	<i>Observaciones</i>	<i>Media</i>	<i>Desvío</i>
<i>SDQ síntomas emocional</i>			
Normal	2 131	0.838	0.368
Límite	2 131	0.058	0.235
Anormal	2 131	0.103	0.305
<i>SDQ problemas de conducta</i>			
Normal	2 130	0.737	0.440
Límite	2 130	0.112	0.315
Anormal	2 130	0.151	0.358
<i>SDQ hiperactividad</i>			
Normal	2 131	0.757	0.429
Límite	2 131	0.108	0.310
Anormal	2 131	0.135	0.342
<i>SDQ problemas con pares</i>			
Normal	2 131	0.665	0.472
Límite	2 131	0.233	0.423
Anormal	2 131	0.103	0.303
<i>SDQ prosocial</i>			
Normal	2 130	0.902	0.298
Límite	2 131	0.055	0.228
Anormal	2 130	0.043	0.204

FUENTE: elaborado con base en las ELBU.

anormales varía fuertemente según la dimensión analizada, con un gradiente que abarca desde menos de 5% en el componente prosocial, a 15% en hiperactividad y problemas de conducta. Estos casos extremos sólo se repiten en el componente prosocial cuando se analiza la cantidad de adolescentes en el rango normal, donde alcanza a 90%. La menor incidencia del rango de normalidad se ubica en problema con pares (67%), mientras que en los casos de hiperactividad y problemas de conducta se dan situaciones intermedias (la normalidad se ubica en torno a 75%). Este cambio en el ordenamiento obedece al importante peso que el componente problemas con pares tiene en la categoría límite, donde alcanza a más de 20% de los adolescentes.

Finalmente, se analizan las estadísticas de algunas variables que, ya sea por su naturaleza (el bajo peso al nacer, por ejemplo) o por su importancia asociada a un momento del tiempo (destinar tiempo a la lectura en la primera infancia), se considerarán invariantes temporalmente (cuadro A2). Se utilizan tres variables asociadas a la primera infancia: el bajo peso al nacer, destinar tiempo a la lectura y la asistencia a enseñanza preescolar. Se obser-

va que poco más de 8% de los niños nació con bajo peso; casi 60% de los entrevistados destinaba en 2004 tiempo a la lectura con sus hijos, lo cual se encuentra asociado con un contexto de crianza con mayores estímulos y que podría aproximarse a un estilo de crianza más democrático según los criterios propuestos por Baumirnd (1968). Cabe destacar que más de 95% de los niños asistió a enseñanza preescolar.

Entre los adolescentes que abandonaron o repitieron, se reduce la proporción de los padres que destinaron tiempo a la lectura: 37.6 y 48.9%, respectivamente. Se registran diferencias muy leves en la asistencia a enseñanza preescolar. El bajo peso al nacer es más relevante entre quienes mostraron algún episodio de repetición (10.2%), mientras que su incidencia se reduce en aquellos que abandonaron; esto alcanza a sólo 4.8%.

El clima educativo del hogar se mide como el promedio de años de educación de los mayores de 22 años (8.4 años). Se registran importantes diferencias en los casos en los que el adolescente abandonó el sistema educativo (6.43 años) o tuvo algún evento de repetición (7.22 años). Resalta el hecho de que los peores desempeños educativos se dan entre los varones, los cuales representan 52.1% de la muestra, pero constituyen 62.5% de quienes abandonaron y 58% entre quienes experimentaron algún evento de repetición.

## *2. Estimaciones econométricas*

Entre los determinantes analizados se presta especial atención al papel jugado por los desempeños nutricionales, el desarrollo de habilidades no cognitivas y la dinámica generada por el fracaso escolar, en la medida en que la acumulación de episodios de repetición influya en la probabilidad del adolescente de abandonar el sistema educativo.

La información que corresponde a la primera etapa de los tres periodos clave identificados por Glewwe (2005) es el peso al nacer, el cual fue recogido en forma retrospectiva en 2004 mediante entrevistas realizadas a las madres de los niños. Como ya se señaló, para la segunda y tercera etapa se dispone de información antropométrica directa.

Los determinantes de los desempeños educativos se agruparon en tres conjuntos. En primer lugar se consideran las variables relativas al contexto socioeconómico del hogar, operacionalizadas por el clima educativo del hogar, el ingreso per cápita (rezagado un periodo) y la región de residencia. En segundo lugar, se consideran aspectos vinculados con las características



CUADRO 2. *Determinantes de la probabilidad de repetir.  
Efectos marginales. Año 2011-2012<sup>a</sup>*

<i>Variable</i>	<i>(1)</i>	<i>(2)</i>	<i>(3)</i>
Clima educativo del hogar	-0.028*** (0.004)	-0.032*** (0.004)	-0.027*** (0.004)
Sexo (0 = mujer, 1 = varón)	0.077*** (0.021)	0.077*** (0.022)	0.082*** (0.021)
Asistió al jardín de infantes (1 = sí, 0 = no)	0.055 (0.068)	-0.046 (0.079)	-0.024 (0.077)
Bajo peso al nacer (1 = sí, 0 = no)	0.036 (0.037)	0.030 (0.039)	0.027 (0.037)
Talla para la edad (puntaje $z$ ) ( $t - 1$ )	-0.026** (0.011)	-0.025** (0.012)	-0.026** (0.011)
Ausencia de información sobre talla para la edad (1 = sí, 0 = no)	0.073* (0.037)	0.053 (0.040)	0.044 (0.038)
Ingreso per cápita del hogar ( $t - 1$ )/100	-0.201*** (0.058)	-0.197*** (0.058)	-0.211*** (0.053)
Región de residencia (1 = Montevideo, 0 = Otra)	0.101*** (0.022)	0.109*** (0.022)	-0.019 (0.138)
SDQ síntomas emocionales (1 = Normal)	-0.059* (0.030)	-0.055* (0.031)	-0.065** (0.030)
SDQ problemas de conducta (1 = Normal)	-0.044* (0.026)	-0.061** (0.027)	-0.054** (0.026)
SDQ hiperactividad (1 = Normal)	-0.120*** (0.026)	-0.122*** (0.026)	-0.131*** (0.025)
SDQ problemas con pares (1 = Normal)	0.002 (0.024)	0.001 (0.025)	0.009 (0.024)
SDQ prosocial (1 = Normal)	-0.059* (0.035)	-0.088** (0.035)	-0.069* (0.035)
Destinó tiempo a la lectura en la primera infancia (1 = sí, 0 = no)	-0.048** (0.022)	-0.070*** (0.022)	-0.072*** (0.023)
Cohorte de 2004	No	Sí	Sí
Efecto fijo de escuela	No	No	Sí
Pseudo $R^2$	0.129	0.160	0.241
Valor medio de variable dependiente	0.340	0.331	0.331
Observaciones	2 112	1 892	1 871

FUENTE: elaborado con base en el ELBU.

<sup>a</sup> Error estándar entre paréntesis; \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

del adolescente, poniendo énfasis en la primera infancia; en este grupo se incluyen el bajo peso al nacer, la talla para la edad en 2004, una variable binaria que refleja si el niño asistió a enseñanza preescolar y otra que refleja si los padres dedicaron tiempo a la lectura cuando era pequeño. El tercer grupo de variables apunta a captar el efecto de las habilidades no cognitivas a partir del puntaje obtenido en los distintos componentes del SDQ.

a) *La repetición escolar.* En primer lugar, se presentan los resultados referentes a la repetición escolar considerando información de la ola 2011-2012. En el cuadro 2 se presentan los efectos marginales de la probabilidad de repetir. En la primera columna se incluye a los adolescentes que ingresaron al sistema educativo previo al año 2004, mientras en que el resto se considera a quienes ingresaban a primer año. En la última columna se agregan efectos fijos por escuela. Se encuentra que los varones muestran una mayor probabilidad de repetición, así como quienes residen en Montevideo. En este último caso, el coeficiente deja de ser significativo en la especificación que introduce efectos fijos por escuela. Es posible que en esta última estimación la variable región estuviese captando efectos propios del centro educativo.

La variable que refleja si en 2004 los padres destinaban tiempo a leer o contar cuentos, se asocia con una reducción en la probabilidad de tener algún evento de repetición posterior de entre 1.6 y 2.4 puntos porcentuales. Esta variable podría captar elementos asociados a las prácticas de crianza. No se encuentran efectos de la asistencia a educación preescolar ni del bajo peso al nacer. En este caso tampoco se encontró un efecto significativo en estimaciones adicionales donde se excluyó el desempeño nutricional rezagado.

El efecto del clima educativo del hogar es el esperado y, según la especificación que se considere, cada año promedio adicional reduce entre 0.9 y un punto porcentual la probabilidad de repetir. El ingreso del hogar rezagado es fuertemente significativo y el signo también es el esperado. Existe poca variación según especificación; en general, la probabilidad de repetir disminuye 0.06 puntos porcentuales por cada 1 000 pesos uruguayos adicionales.

Algunos componentes del SDQ presentan una fuerte asociación con la repetición. Dado que no se dispone de información sobre las habilidades cognitivas de los adolescentes, el SDQ también podría estar captando estos efectos. Los coeficientes que identifican una situación normal del SDQ asociado con síntomas emocionales, comportamiento prosocial, problemas de conducta o hiperactividad son significativos y se asocian con una menor probabilidad de repetir. Un adolescente con situación de normalidad

en cada uno de estos componentes reduce en aproximadamente dos puntos porcentuales la probabilidad de repetir, con la salvedad del componente hiperactividad, en el que la reducción alcanza los cuatro puntos porcentuales. Un adolescente que alcance el puntaje de normalidad en cada uno de estos cuatro componentes, obtendría una diferencia de 10 puntos porcentuales en relación con uno que no alcance estos umbrales en los cuatro componentes.

Tal como fue mencionado en los antecedentes, la información sobre el grupo de pares puede estar reflejando, fundamentalmente en las estimaciones con efectos fijos, la orientación del centro educativo y de los maestros hacia la repetición, junto con externalidades negativas en los aprendizajes y comportamientos.<sup>12</sup> Se explora si este canal desempeña algún papel a la hora de explicar la repetición. Con este objetivo se realizan nuevas estimaciones utilizando dos variables proxies del grupo de pares: la tasa de repetición, a lo largo de todo el ciclo educativo, de quienes pertenecían al mismo grupo del adolescente en primer año de educación primaria (pares al inicio de la trayectoria educativa) y la tasa del grupo de amigos del adolescente (pares en la actualidad).

Se encuentra que el grupo de pares desempeña el papel esperado. Por un lado, la probabilidad de repetir es más baja si menos de 10% de los compañeros de clase de primer año de escuela lo hizo y es mayor cuando el porcentaje se ubica por encima de 30%. Al considerar a los amigos actuales, se observa que, si éstos no muestran rezago educativo, la probabilidad de repetir también disminuye. Por el lado contrario, en aquellos casos donde al menos un amigo abandonó el sistema educativo, la probabilidad de repetir se incrementa (véase el cuadro A3).

En la literatura se ha señalado que la asociación entre el SDQ y el fracaso escolar varía según el sexo de la persona (Martins y Veiga, 2010), esto indica que los problemas de conducta están más presentes en los varones y los síntomas emocionales en las niñas. Para contrastar esta hipótesis se realizaron nuevas estimaciones —no presentadas en este artículo— específicas para varones y niñas. Se verifica que los problemas de conducta inciden en la repetición escolar para el caso de aquéllos. Así, los varones que presentan un SDQ normal en problemas de conducta tienen una probabilidad más baja de repetir, de aproximadamente cuatro puntos porcentuales (el doble de la

<sup>12</sup> Esta forma de captar el efecto del grupo de pares fue criticada en diversos trabajos, pues pueden persistir sesgos de composición tanto del grupo como del centro educativo (Manski, 1993; Bramoullé, Djebbari y Fortin, 2009; De Melo, 2012).

estimación general). El otro componente que presenta un fuerte nivel de significación, con independencia del sexo, es la hiperactividad. La probabilidad de repetir disminuye cuando este componente se ubica en la categoría normal; es, pues, el efecto más importante entre las mujeres (donde la reducción alcanza casi cinco puntos porcentuales) que entre los varones (casi 3.5 puntos porcentuales).

Adicionalmente, se observan algunas diferencias importantes según el sexo del niño en función de las condiciones socioeconómicas del hogar. Por ejemplo, el diferencial que genera el ingreso per cápita del hogar se relaciona negativamente con la repetición de forma mucho más fuerte entre las mujeres que entre los varones. Finalmente, la relación negativa entre la talla para la edad y la repetición se mantiene exclusivamente para el caso de los varones.

Se explora si los determinantes de la probabilidad de repetir difieren cuando se toma en cuenta la intensidad de la privación. Para ello se estiman los factores que influyen en el número de repeticiones (ninguno, uno o más de uno), realizando la transformación propuesta por Ferrer-i-Carbonell y Van Praag (2008), la cual permite realizar estimaciones mediante MCO para el caso en que la variable dependiente sea ordinal. Se encuentra que el bajo peso al nacer se asocia positivamente con el número de repeticiones, con independencia del estado nutricional observado cuando el adolescente tenía entre seis y siete años. Así, las consecuencias de la menor talla para la edad en la primera infancia pueden ser vistas como un factor que genera privaciones más evidentes, en tanto que el papel del bajo peso al nacer sólo se evidencia en aquellas situaciones donde las privaciones se hacen más graves.<sup>13</sup>

b) *El abandono escolar*. En Manacorda (2012) se identifica de forma causal el importante papel que juega la repetición escolar en el abandono del sistema educativo medio en Uruguay. En esta sección se analiza si los factores de interés de este trabajo coadyuvaban a que los adolescentes abandonen el sistema educativo, considerando el papel de la repetición en la forma más precisa que permite la fuente de información disponible. En el cuadro 3 se presentan los efectos marginales de la probabilidad de abandonar el sistema educativo. Al igual que con la repetición, las estimaciones se realizan con datos de corte transversal de la ola de 2011-2012, pero considerando información recogida en 2004.<sup>14</sup>

<sup>13</sup> Las estimaciones específicas según el sexo del niño y las que miden la intensidad de la repetición no se presentan debido a razones de espacio, pero pueden solicitarse a los autores.

<sup>14</sup> Se excluyeron aquellos estudiantes que al momento de la encuesta continuaban cursando estu-

En las tres primeras columnas del cuadro 3 las estimaciones tienen por objetivo identificar si existen efectos acumulativos del fracaso escolar, es decir, si la probabilidad de abandonar la escuela se incrementa cuando se eleva el número de episodios de repetición. En las siguientes columnas se incluye solamente una variable que identifica si existió algún episodio de repetición.

La repetición es potencialmente una variable endógena en tanto que, como ya fue comentado, las variables que determinan el abandono probablemente también hagan lo mismo con la repetición. Por este motivo, en las tres últimas columnas se incluyen estimaciones con variables instrumentales con el fin de captar correctamente el efecto de la repetición sobre el abandono escolar, con base en las variables descritas en la metodología. Recordemos que los dos instrumentos que se utilizan son el desempeño de los pares al comienzo de la trayectoria educativa y el desempeño de los pares actuales.

En relación con los principales determinantes, lo primero que cabe consignar es que la talla para la edad observada en periodos previos no genera efectos directos sobre el abandono del sistema educativo. Este resultado es robusto para distintas especificaciones.

Otras variables asociadas negativamente al abandono, tales como el ingreso rezagado del hogar, el clima educativo del hogar y la lectura en la primera infancia, se relacionan negativamente con el abandono. No obstante, estos coeficientes son menores que los que refieren la probabilidad de repetir. A modo de ejemplo, en este caso 1 500 pesos uruguayos per cápita adicionales reducen la probabilidad de abandonar en 0.15 puntos porcentuales, en tanto un año promedio adicional en el clima educativo equivale a una reducción de 0.2 puntos porcentuales del abandono escolar. Esto da cuenta de que las magnitudes de los efectos del ingreso per cápita y del clima educativo están alineadas en ambos desempeños, ya que en los dos casos una mejora de un año promedio de educación equivale, aproximadamente, a un incremento de 1 500 pesos uruguayos del ingreso per cápita.

En el caso del abandono, haber asistido a enseñanza preescolar resul-

dios en el subsistema de primaria; esto, con el fin de identificar con mayor precisión los canales que influyen en las decisiones de abandonar el sistema educativo. Este grupo presenta altas tasas de asistencia por el hecho de mantenerse en el ciclo primario, lo que podría generar distorsiones en las estimaciones. Por esta razón, no es posible agruparlos con quienes no asisten, pero tampoco con quienes asisten a enseñanza media. No obstante, se realizaron pruebas incorporando a este grupo, los resultados fueron similares.

ta significativo. Los adolescentes que asistieron a preescolar presentan una probabilidad de desertar 0.5 puntos porcentuales inferior en comparación con aquellos que no asistieron. Si al menos uno de sus mejores amigos abandonó el sistema educativo, la probabilidad del adolescente de no estar asistiendo es 0.8 puntos porcentuales más elevada.

Los adolescentes que presentan valores normales en el SDQ asociado con problemas con los pares, único componente del SDQ que no tiene efecto significativo en la repetición, presentan menor probabilidad de abandono. A diferencia de lo que ocurriría en las estimaciones de la repetición, es posible que en estas estimaciones el SDQ se aproxime con mayor precisión a las habilidades no cognitivas en la medida en que las habilidades cognitivas podrían recogerse parcialmente a causa de la repetición.

La repetición pasada incrementa la probabilidad de abandonar entre 0.5 y un punto porcentual, según la especificación y crece con el número de episodios hasta superar 50%. Los efectos diferenciales se acrecientan, cuando se incluyen los efectos fijos por escuela, en más del doble para aquellos adolescentes que tuvieron más de un episodio de repetición.

No obstante, la magnitud de estos resultados podría subestimarse por problemas de endogeneidad. Para verificar este hecho consideramos si haber tenido al menos un evento de repetición en la trayectoria educativa influye en el abandono, y contrastamos las columnas 4 a 6 donde se trata la repetición como una variable exógena con las columnas 7 a 9 donde se realizan estimaciones en dos etapas utilizando las variables instrumentales antes mencionadas.

Similar a lo observado en la literatura revisada y considerando la repetición como exógena, las estimaciones indican que la misma incrementa la probabilidad de abandonar el sistema educativo 0.5 puntos porcentuales. Al considerar las estimaciones con variables instrumentales, el efecto de la repetición varía notablemente, lo cual también está en línea con lo observado en la literatura; este efecto incrementa la probabilidad de abandono en aproximadamente 2.5 y 3.5 puntos porcentuales.

Al considerar la repetición como una variable endógena y aumentar su poder explicativo sobre el abandono escolar, desaparecen los efectos del ingreso rezagado del hogar y del clima educativo del hogar. Más sorprendente aún es lo que ocurre cuando se introducen efectos fijos por escuela, pues en este caso sólo resulta significativo el SDQ asociado con los problemas con pares. Quienes se ubican en la categoría normal presentan menor

CUADRO 3. Probabilidad de abandonar el sistema educativo. Efectos marginales. Año 2011-2012<sup>a</sup>

	Probit					Probit-VI			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Repitió una vez	0.092*** (0.016)	0.068*** (0.015)	0.065*** (0.013)						
Repitió más de una vez	0.150*** (0.021)	0.128*** (0.023)	0.146*** (0.022)						
Repitió (1 = sí, 0 = no)				0.039** (0.016)	0.064*** (0.014)	0.066*** (0.014)	0.241*** (0.090)	0.168* (0.088)	0.303*** (0.045)
Al menos un amigo abandonó el centro educativo	0.105*** (0.020)	0.098*** (0.018)	0.099*** (0.016)	0.115*** (0.021)	0.100*** (0.018)	0.097*** (0.016)	0.076** (0.034)	0.090*** (0.022)	0.036 (0.029)
Clima educativo del hogar	-0.016*** (0.003)	-0.011*** (0.003)	-0.008*** (0.003)	-0.019*** (0.003)	-0.012*** (0.003)	-0.009*** (0.003)	-0.015*** (0.004)	-0.010*** (0.003)	-0.002 (0.003)
Sexo (1 = varón, 0 = mujer)	0.024 (0.016)	0.027* (0.015)	0.028** (0.013)	0.031* (0.016)	0.031** (0.015)	0.035*** (0.013)	0.018 (0.018)	0.027* (0.016)	0.011 (0.015)
Asistió a preescolar (1 = sí, 0 = no)	-0.074* (0.039)	-0.096** (0.039)	-0.066* (0.040)	-0.077** (0.039)	-0.092** (0.038)	-0.070* (0.040)	-0.101** (0.042)	-0.097** (0.043)	-0.070 (0.045)
Bajo peso al nacer	-0.068** (0.029)	-0.037 (0.024)	-0.028 (0.023)	-0.069** (0.030)	-0.027 (0.026)	-0.010 (0.024)	-0.056* (0.032)	-0.025 (0.028)	-0.001 (0.022)
Talla para la edad ( $t - 1$ )	-0.002 (0.009)	0.004 (0.008)	0.005 (0.007)	-0.006 (0.009)	0.002 (0.008)	0.003 (0.007)	0.000 (0.009)	0.005 (0.008)	0.009 (0.006)
Ausencia de datos sobre talla para la edad (1 = sí, 0 = no)	0.011 (0.024)	-0.014 (0.025)	-0.003 (0.023)	0.022 (0.026)	-0.009 (0.026)	-0.002 (0.024)	0.005 (0.026)	-0.017 (0.027)	-0.017 (0.021)
Ingreso per cápita del hogar ( $t - 1$ )	-0.134** (0.062)	-0.083* (0.043)	-0.109** (0.043)	-0.178*** (0.067)	-0.092** (0.044)	-0.112*** (0.042)	-0.137** (0.067)	-0.082* (0.046)	-0.044 (0.039)

Región de residencia (1 = Capital, 0 = Otra)	0.014 (0.014)	-0.002 (0.013)	0.057 (0.077)	0.040** (0.016)	0.006 (0.014)	0.038 (0.058)	0.016 (0.019)	-0.006 (0.016)	0.066 (0.063)
SDQ síntomas emocionales (1 = Normal)	0.003 (0.020)	-0.001 (0.019)	-0.016 (0.017)	0.002 (0.021)	-0.001 (0.019)	-0.010 (0.018)	0.011 (0.022)	0.004 (0.021)	0.007 (0.017)
SDQ problemas de conducta (1 = Normal)	-0.015 (0.018)	-0.013 (0.017)	-0.024* (0.014)	-0.023 (0.018)	-0.018 (0.017)	-0.026* (0.015)	-0.013 (0.020)	-0.012 (0.019)	-0.004 (0.015)
SDQ hiperactividad (1 = Normal)	-0.034** (0.017)	-0.018 (0.016)	-0.015 (0.016)	-0.048*** (0.018)	-0.022 (0.016)	-0.021 (0.015)	-0.020 (0.022)	-0.010 (0.019)	0.021 (0.017)
SDQ problemas con pares (1 = Normal)	-0.053*** (0.016)	-0.038*** (0.014)	-0.027** (0.013)	-0.063*** (0.016)	-0.045*** (0.015)	-0.035*** (0.013)	-0.055*** (0.018)	-0.047*** (0.015)	-0.026** (0.013)
SDQ prosocial (1 = Normal)	-0.039* (0.020)	-0.036* (0.019)	-0.015 (0.020)	-0.044** (0.022)	-0.037* (0.019)	-0.014 (0.020)	-0.030 (0.024)	-0.030 (0.021)	-0.002 (0.018)
Lectura en primera infancia. (1 = sí, 0 = no)	-0.036** (0.015)	-0.029** (0.014)	-0.029** (0.014)	-0.045*** (0.016)	-0.032** (0.014)	-0.030** (0.014)	-0.033* (0.018)	-0.028* (0.016)	-0.008 (0.015)
Cohorte de 2004	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí	No	Sí	Sí
Efecto fijo por escuela	No	No	Sí	No	No	Sí	No	No	Sí
Pseudo R <sup>2</sup>	0.306	0.271	0.404	0.264	0.248	0.377			
Valor medio de variable dependiente	0.113	0.081	0.081	0.113	0.081	0.081	0.113	0.081	0.081
Observaciones	1814	1641	1622	1814	1641	1622	1814	1641	1622
Prueba de exogeneidad Wald							4.051	1.655	12.62
Valor <i>p</i>							0.044	0.198	<0.01

FUENTE: elaborado con base en la ELBU.  
a Error estándar entre paréntesis, \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .



probabilidad de abandono, sin variaciones sustanciales en relación con las especificaciones donde la repetición es considerada como exógena.

Este resultado da pistas de la importancia que tienen las características propias del centro educativo, ya sea por los pares, por su ubicación geográfica o por el perfil socioeconómico de la institución. No obstante, nótese que el ingreso del hogar deja de jugar un papel relevante antes de introducir los efectos fijos por escuela, y en las mismas condiciones desaparece el efecto del clima educativo. Esto podría interpretarse como un efecto específico del centro educativo al cual asistió el adolescente, que no se puede circunscribir a los magros desempeños económicos que se observan en el hogar.

### CONCLUSIONES

El análisis realizado en este trabajo sobre los determinantes de la repetición y de abandono del sistema educativo da cuenta del papel relevante de factores que se ubican a lo largo de todo el ciclo vital y educativo y no sólo en la etapa en la que los episodios se observan. El análisis se realizó para una cohorte que atravesó sus primeros años en condiciones de fuerte privación, en relación con los niveles observables en Uruguay en periodos de normalidad o recuperación económica. Para explorar si los resultados son extensibles a otros momentos en el tiempo se requeriría compararlos con datos provenientes de otra generación de niños. En ese sentido, los datos de la recientemente iniciada Encuesta de Nutrición, Desarrollo Infantil y Salud (ENDIS), donde se sigue a una cohorte de niños nacidos en pleno auge económico (2009 a 2013), permitirán analizar la validez de estos resultados en otros contextos económicos. Sea como fuere, los trabajos revisados en los antecedentes dan cuenta de relaciones similares a las encontradas en este trabajo.

En los resultados encontrados resaltan los efectos del nivel educativo del hogar de origen, el ingreso del hogar y la situación nutricional previa. En línea con lo encontrado en la literatura anterior, se observa que los adolescentes que presentaban peores desempeños nutricionales en las etapas iniciales del ciclo escolar difícilmente revierten esta situación. Los mismos se asocian a peores resultados educativos, de forma directa en el caso de la repetición y de manera indirecta para el abandono escolar. En este caso, la magnitud de este efecto implica que cada incremento de 1% del puntaje  $z$

implica, aproximadamente, una caída de al menos un punto porcentual en la repetición.

A la vez, se encontraron indicios del papel desempeñado por las habilidades no cognitivas. Si bien no se dispuso información de las habilidades cognitivas de los niños y el SDQ podría también estar aproximando estas características, la magnitud de los coeficientes se encuentra en línea con la evidencia internacional. Por ejemplo, en estimaciones donde se cuenta con información referida a las habilidades cognitivas, Carneiro, Crawford y Goodman (2007) indican que las habilidades no cognitivas tienen un poder explicativo similar a la educación de la madre.

Los problemas de conducta, síntomas emocionales, actitudes prosociales y la hiperactividad se encuentran asociados con la repetición escolar. Mientras tanto, los problemas con los pares se correlacionan con el abandono. Un adolescente que alcance el puntaje de normalidad en cada uno de estos cuatro componentes obtendría una diferencia de 10 puntos porcentuales en relación con uno que no alcance estos umbrales en los cuatro componentes. Esta diferencia es equivalente a la de un adolescente en cuyo hogar el promedio de años de educación se asemeja a la finalización de una carrera universitaria, en comparación con un hogar donde en promedio se finalizó la escuela.

En el trabajo se ha establecido un vínculo entre la repetición a lo largo del ciclo escolar y el abandono del sistema educativo. Por las limitaciones de la información de la que se dispuso no fue posible identificar si ello obedece a peores aprendizajes o a la desmotivación del estudiante. Si, como señala André (2008), la repetición cumpliera el papel pedagógico para el que ha sido diseñada, no debería constituir un fuerte predictor del abandono. Adicionalmente, se encuentra que al introducir efectos fijos por centro educativo la repetición explica casi completamente las decisiones de abandono.

Estos hallazgos reafirman la importancia de lograr una mayor comprensión de la forma en que interactúan ambos desempeños, con el propósito de abatir las altas tasas de abandono escolar. A la luz de estos resultados, queda de manifiesto la necesidad de contar con estudios futuros que permitan aislar los canales que operan en el vínculo entre la repetición y el abandono, a fin de generar insumos para las políticas educativas y el papel que en éstas juega la repetición.

Asimismo, la cuarta ola de este panel, cuyo trabajo de campo culminó a comienzos de 2017, proveerá nuevos elementos sobre la trayectoria de

los adolescentes en el entorno de los 19 años, edad a la que deberían haber culminado los 12 años de educación obligatoria. Al mismo tiempo, se podrá contrastar si los componentes del SDQ son invariantes o presentan modificaciones a lo largo del tiempo.

La fuerte inercia en las condiciones de partida sugiere la relevancia de apoyar a los hogares con intervenciones desde las edades tempranas, de manera que sean acompañados todo el ciclo vital. Identificar la configuración de privaciones iniciales que condicionan el desempeño educativo constituye un insumo para el diseño de las políticas de combate a la privación presente y futura.

## APÉNDICE

CUADRO A1. *Probabilidad de no encontrar al niño en 2011-2012.*  
*Efecto Marginal. Año 2004<sup>a</sup>*

<i>Variable</i>	<i>(1)</i>	<i>(2)</i>
Cima educativo del hogar	-0.004 (0.004)	-0.005 (0.004)
Sexo (0 = mujer; 1 = varón)	-0.015 (0.019)	-0.014 (0.020)
Asistió a jardín de infantes (1 = sí, 0 = no)	-0.057 (0.054)	0.069 (0.071)
Bajo peso al nacer (0 = no, 1 = sí)	-0.034 (0.035)	-0.018 (0.037)
Talla para la edad (puntaje $z$ ) ( $t - 1$ )	-0.011 (0.010)	-0.002 (0.011)
Ausencia de información sobre talla para la edad (1 = sí, 0 = no)	0.016 (0.033)	0.039 (0.036)
Ingreso per cápita del hogar ( $t - 1$ )	-0.046 (0.040)	-0.043 (0.041)
Región de residencia (1 = Montevideo, 0 = Otra)	0.097*** (0.019)	0.103*** (0.020)
Destinó tiempo a la lectura en la primera infancia (1 = sí, 0 = no)	-0.009 (0.020)	-0.012 (0.021)
Cohorte de 2004	No	Sí
Pseudo $R^2$	0.011	0.011
Observaciones	3 166	2 734

FUENTE: elaborado con base en el ELBU

<sup>a</sup> Error estándar entre paréntesis; \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

CUADRO A2. Estadísticas descriptivas. Variables invariantes temporalmente.  
Año 2011-2012<sup>a</sup>

	Observaciones	Media	Desvío
<i>Total</i>			
Bajo peso al nacer (1 = sí, 0 = no)	2135	0.084	0.278
Clima educativo del hogar	2134	8.407	3.141
Sexo (1 = varón, 0 = mujer)	2135	0.521	0.499
En 2004 destinaba tiempo a la lectura con sus hijos (1 = sí, 0 = no)	2135	0.575	0.494
Asistió a enseñanza preescolar (1 = sí, 0 = no)	2127	0.970	0.170
<i>Adolescentes que abandonaron</i>			
Bajo peso al nacer (1 = sí, 0 = no)	225	0.048	0.214
Clima educativo del hogar	225	6.435	2.289
Sexo (1 = varón, 0 = mujer)	225	0.625	0.485
En 2004 destinaba tiempo a la lectura con sus hijos (1 = sí, 0 = no)	225	0.376	0.485
Asistió a enseñanza preescolar (1 = sí, 0 = no)	225	0.921	0.270
<i>Adolescentes que repitieron</i>			
Bajo peso al nacer (1 = sí, 0 = no)	697	0.102	0.303
Clima educativo del hogar	697	7.221	2.576
Sexo (1 = varón, 0 = mujer)	697	0.580	0.493
En 2004 destinaba tiempo a la lectura con sus hijos (1 = sí, 0 = no)	697	0.489	0.500
Asistió a enseñanza preescolar (1 = sí, 0 = no)	697	0.960	0.196

FUENTE: elaborado con base en el ELBU.

CUADRO A3. Coeficientes de malos desempeños educativos en grupo de pares.  
Probabilidad de repetir. Efecto Marginal. Año 2011-2012<sup>a</sup>

	(1)	(2)	(3)
Al menos un amigo abandonó el centro educativo	0.125*** (0.031)	0.096*** (0.033)	0.114*** (0.033)
Grupo de amigos sin rezago educativo	-0.081*** (0.021)	-0.108*** (0.021)	-0.111*** (0.021)
Proporción de compañeros de 1 año de escuela con al menos un evento de repetición (omitida: 10 a 30%)			
0%	-1.763*** (0.055)	-1.709*** (0.065)	-2.563*** (0.098)
0-10%	-0.178*** (0.039)	-0.170*** (0.040)	-0.187*** (0.066)
>30%	0.094*** (0.021)	0.082*** (0.022)	0.088*** (0.036)
Cohorte de 2004	No	Sí	Sí
Efecto fijo de escuela	No	No	Sí

FUENTE: elaborado con base en el ELBU.

<sup>a</sup> Errores estándar entre paréntesis; \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . El resto de los coeficientes no presenta cambios respecto a la significación y signo ya comentados. No se incluyen por razones de espacio, pero pueden requerirse a los autores.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Amarante V. R. A., C. Severi, A. Vigorito y I. Aldave (2007), *La situación nutricional de los niños y las políticas alimentarias*, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República, Montevideo.
- André, P. (2008), "The Effect of Grade Repetition on School Dropout. An Identification Based on Differences Among Teachers", disponible en [https://pdfs.semanticscholar.org/81a8/12f9d89d90122e1f65dbd55307f81d75dda3.pdf?\\_ga=2.85761689.1470969720.1499799312-1539263787.1499799312](https://pdfs.semanticscholar.org/81a8/12f9d89d90122e1f65dbd55307f81d75dda3.pdf?_ga=2.85761689.1470969720.1499799312-1539263787.1499799312)
- Arim, R., M. De Rosa y A. Vigorito (2014), "Distribución del ingreso, mercado laboral y educación. Un análisis para el período 1986-2012", en L. Harari, M. Mazzeo y C. Alemany (comps.), Uruguay +25, Trilce / Fundación Astur / Red Sur, Montevideo.
- Banco Mundial (2007), "Uruguay: equidad y calidad de la educación básica", informe núm. 38 082 del Banco Mundial, Banco Mundial, Washington D. C.
- Baumrind, D. (1968), "Authoritarian vs. Authoritative Parental Control", *Adolescence*, vol. 3, núm. 11, pp. 255-272.
- Behrman, J., y B. Wolfe (1987), "Investments in Schooling in Two Generations in Pre-Revolutionary Nicaragua: The Roles of Family Background and School Supply", *Journal of Development Economics*, vol. 27, núms. 1-2, pp. 395-420.
- , J. Hoddinott, J. Maluccio y R. Martorell (2009), "Brains versus Brawn: Labor Market Returns to Intellectual and Health Human Capital in a Poor Developing Country", series de documentos de trabajo del Middlebury College núm. 0907, Department of Economics, Middlebury College, Vermont.
- Bérgolo, M., M. Leites y G. Salas (2006), "Privaciones nutricionales: su vínculo con la pobreza y el ingreso monetario", documento de trabajo del Instituto de Economía núm. 06-03, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República, Montevideo.
- Boado, M., y T. Fernández (2010), *Trayectorias académicas y experiencias laborales de los jóvenes uruguayos. El panel PISA 2003-2007*, AA Impresos, Montevideo.
- Bonesrønning H. (2008), "The Effect of Grading Practice on Gender Differences in Academic Performance", *Bulletin of Economic Research*, vol. 60, núm. 3, pp. 245-264.
- Bowles, S., H. Gintis y M. Osborne (2001), "The Determinants of Earnings: A Behavioral Approach", *Journal of Economic Literature*, vol. 39, núm. 4, pp. 1 137-1 176.
- Bramoullé, Y., H. Djebbari y B. Fortin (2009), "Identification of Peer Effects Through Social Networks", *Journal of Econometrics*, vol. 150, núm. 1, pp. 41-55.
- Bucheli, M., W. Cabella, M. Nathan, P. Fitermann, A. Vigorito y M. Zerpa (2014), Cambio familiar y bienestar de las mujeres y los niños en Montevideo y el área metropolitana. Una perspectiva longitudinal, UNICEF/Universidad de la República, Montevideo.
- , y C. Casacuberta (2000), "Asistencia escolar y participación en el mercado de

- trabajo de los adolescentes en Uruguay”, *El Trimestre Económico*, vol. LXVII, núm. 4, pp. 395-420.
- Cabella, W., M. De Rosa, E. Failache, P. Fittermann, N. Katzkowicz, M. Medina, J. Mila, M. Nathan, A. Nocetto, I. Pardo, I. Perazzo, G. Salas, M. C. Salmentón, C. Severi y A. Vigorito (2015), Encuesta Nacional de Salud, Nutrición y Desarrollo Infantil (ENDIS), disponible en <http://cienciassociales.edu.uy/unidadmultidisciplinaria/wp-content/uploads/sites/6/2016/02/ENDIS-Digital-1.pdf>
- Carneiro, P., C. Crawford y A. Goodman (2007), “The Impact of Early Cognitive and Non-Cognitive Skills on Later Outcomes”, documento de discusión del Centre for the Economics of Education núm. 0092, Centre for the Economics of Education, The London School of Economics and Political Science, Londres.
- Conti, G., y J. Heckman (2012), “The Economics of Child Well-Being”, documento de trabajo del NBER núm. 18 466, NBER, Cambridge, Massachusetts.
- Cueto, S., G. Guerrero, J. León, M. De Silva, S. Huttly, M. Penny, C. Lanata, y E. Villar (2005), “Capital social y resultados educativos en el Perú urbano y rural”, documento de trabajo de Niños del Milenio núm. 28, Niños del Milenio, Perú.
- Daelmans, B., G. Darmstadt, J. Lombardi, M. Black, P. Britto, S. Lye, T. Dua y L. Richter (2016). “Early Childhood Development: The Foundation of Sustainable Development”, *The Lancet*, vol. 389, núm. 10 064, pp. 9-11.
- De Melo, G. (2012), “Peer Effects Identified Through Social Networks. Evidence from Uruguayan Schools”, documento de trabajo del Instituto de Economía núm. 12-15, Instituto de Economía, Universidad de la República, Montevideo.
- , y A. Machado (2016), “Trayectorias educativas. Evidencia para Uruguay”, documento de trabajo del Instituto Nacional de Evaluación Educativa, Montevideo.
- De Witte, K., S. Cabus, G. Thyssen, W. Groot y H. van den Brink (2013), “A Critical Review of the Literature on School Dropout”, *Educational Research Review*, vol. 10, pp. 13-28.
- Delgado Guerrero, M., P. J. Rodríguez-Hernández, V. Mahtani-Chugani y A. Aguirre (2008), “Behaviour, Emotional Symptomatology and Educational Delay: Is There a Link?”, *Acta Pediátrica Española*, vol. 66, núm. 2, pp. 67-70.
- Duncan, G., C. Dowsett, A. Claessens, K. Magnuson, A. Huston, P. Klebanov, L. S. Pagani, L. Feinstein, M. Engel, J. Brooks-Gunn, H. Sexton, K. Duckworth y C. Japel (2007), “School Readiness and Later Achievement”, *Developmental Psychology*, vol. 43, núm. 6, pp. 1 428-1 446.
- Elander, J., y M. Rutter (1995), “Use and Development of the Rutter Parents’ and Teachers’ Scales”, *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, vol. 6, núm. 2, pp. 63-78.
- Ferrer-i-Carbonell, A., y B. Van Praag (2008), *Happiness Quantified: A Satisfaction Calculus Approach*, Oxford University Press, Nueva York.
- Freeman, J., y B. Simonsen (2015), “Examining the Impact of Policy and Practice Inter-

- ventions on High School Dropout and School Completion Rates: A Systematic Review of the Literature”, *Review of Educational Research*, vol. 85, núm. 2, pp. 205-248.
- Furtado M. (2003), “Trayectoria educativa de los jóvenes: el problema de la deserción”, serie “Aportes para la reflexión y la transformación de la Educación Media Superior”, cuaderno de trabajo núm. 22, Administración Nacional de Educación Pública, Comisión y Secretaría Técnica para la Transformación de la Educación Media Superior, Montevideo.
- Glewwe, P., H. G. Jacoby y E. M. King (2001), “Early Childhood Nutrition and Academic Achievement: A Longitudinal Analysis”, *Journal of Public Economics*, vol. 81, núm. 3, pp. 345-368.
- (2005), “The Impact of Child Health and Nutrition on Education in Developing Countries: Theory, Econometric Issues and Recent Empirical Evidence”, *Food and Nutritional Bulletin*, vol. 26, núm. 2, pp. S235- S250.
- Glick, P., y D. Sahn (2010), “Early Academic Performance, Grade Repetition and School Attainment in Senegal: A Panel Data Analysis”, *The World Bank Economic Review*, vol. 24, núm. 1, pp. 93-120.
- Goodman, R. (1997), “The Strengths and Difficulties Questionnaire: A Research Note”, *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, vol. 38, núm. 5, pp. 581-586.
- Hanushek, E., y L. Woessmann (2012). “Schooling, Educational Achievement, and the Latin American Growth Puzzle”, *Journal of Development Economics*, vol. 99, núm. 2, pp. 497-512.
- Heckman, J. (2008), “Schools, Skills, and Synapses”, *Economic Inquiry*, vol. 46, núm. 3, pp. 289-324.
- , J. Stixrud y S. Urzua (2006), “The Effects of Cognitive and Non cognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior”, *Journal of Labor Economics*, vol. 24, núm. 3, pp. 411-482.
- , y L. Raut (2016), “Intergenerational Long-term Effects of Preschool-structural Estimates from a Discrete Dynamic Programming Model”, *Journal of Econometrics*, vol. 191, núm. 1, pp. 164-175.
- Hoxby, C. (2000), “The Effect of Class Size on Students Achievement: New Evidence from Population Variation”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 115, núm. 4, pp. 1239-1285.
- Hsin, A., y Y. Xie (2011), “Social Determinants and Consequences of Children’s Non-Cognitive Skills: An Exploratory Analysis”, <http://paa2011.princeton.edu/papers/110368>
- Llambí, C., P. Messina y M. Perera (2009). “Desigualdad de oportunidades y el rol del sistema educativo en los logros de los jóvenes uruguayos”, documento de trabajo del CINVE núm. 04/2009, CINVE, Montevideo.
- Manacorda, M. (2012), “The Cost of Grade Retention”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 94, núm. 2, pp. 596-606.

- Manski, C. (1993), "Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem", *Review of Economic Studies*, vol. 60, núm. 3, pp. 531-542.
- Martins, L., y P. Veiga (2010), "Do Inequalities in Parents' Education Play an Important Role in PISA Students' Mathematics Achievement Test Score Disparities?", *Economics of Education Review*, vol. 29, núm. 6, pp. 1 016-1 033.
- Méndez-Errico, L., y X. Ramos (2015), "Schooling Progression in Uruguay: Why Some Children Are Left Behind?", en L. Méndez-Errico, *Three Essays on Economic Development*, tesis doctoral.
- MESYFOD (2001), "Aportes al análisis de los bachilleratos en la educación secundaria. Niveles de cobertura y características de la población asistente, año 1999", serie Estudios Sociales sobre la Educación, cuaderno de trabajo núm. IX, Administración Nacional de Educación Pública, Consejo Directivo Central, Montevideo.
- Sabates, R., A. Hossain y K. Lewin (2012), "School Dropout in Bangladesh: Insights Using Panel Data", *International Journal of Educational Development*, vol. 33, núm. 3, pp. 225-232.
- UNESCO (2013), *Situación Educativa de América Latina y el Caribe: hacia la educación de calidad para todos al 2015*, UNESCO, Santiago de Chile.
- Viola, L., L. Garrido y A. Varela (2008), "Características epidemiológicas de la salud mental de los niños montevideanos", *Revista de Psiquiatría del Uruguay*, vol. 72, núm. 1, pp. 9-20.
- Duncan, G., C. Dowsett, A. Claessens, K. Magnuson, A. Huston, P. Klebanov, L. S. Pagani, L. Feinstein, M. Engel, J. Brooks-Gunn, H. Sexton, K. Duckworth y C. Japel (2007), "School Readiness and Later Achievement", *Developmental Psychology*, vol. 43, núm. 6, pp. 1 428-1 446.
- Elander, J., y M. Rutter (1995), "Use and Development of the Rutter Parents' and Teachers' Scales", *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, vol. 6, núm. 2, pp. 63-78.
- Ferrer-i-Carbonell, A., y B. Van Praag (2008), *Happiness Quantified: A Satisfaction Calculus Approach*, Oxford University Press, Nueva York.
- Freeman, J., y B. Simonsen (2015), "Examining the Impact of Policy and Practice Interventions on High School Dropout and School Completion Rates: A Systematic Review of the Literature", *Review of Educational Research*, vol. 85, núm. 2, pp. 205-248.
- Furtado M. (2003), "Trayectoria educativa de los jóvenes: el problema de la deserción", serie "Aportes para la reflexión y la transformación de la Educación Media Superior", cuaderno de trabajo núm. 22, Administración Nacional de Educación Pública, Comisión y Secretaría Técnica para la Transformación de la Educación Media Superior, Montevideo.
- Glewwe, P., H. G. Jacoby y E. M. King (2001), "Early Childhood Nutrition and Academic Achievement: A Longitudinal Analysis", *Journal of Public Economics*, vol. 81, núm. 3, pp. 345-368.



- Glewwe, P. (2005), "The Impact of Child Health and Nutrition on Education in Developing Countries: Theory, Econometric Issues and Recent Empirical Evidence", *Food and Nutritional Bulletin*, vol. 26, núm. 2, pp. S235- S250.
- Glick, P., y D. Sahn (2010), "Early Academic Performance, Grade Repetition and School Attainment in Senegal: A Panel Data Analysis", *The World Bank Economic Review*, vol. 24, núm. 1, pp. 93-120.
- Goodman, R. (1997), "The Strengths and Difficulties Questionnaire: A Research Note", *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, vol. 38, núm. 5, pp. 581-586.
- Hanushek, E., y L. Woessmann (2012). "Schooling, Educational Achievement, and the Latin American Growth Puzzle", *Journal of Development Economics*, vol. 99, núm. 2, pp. 497-512.
- Heckman, J. (2008), "Schools, Skills, and Synapses", *Economic Inquiry*, vol. 46, núm. 3, pp. 289-324.
- , J. Stixrud y S. Urzua (2006), "The Effects of Cognitive and Non cognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior", *Journal of Labor Economics*, vol. 24, núm. 3, pp. 411-482.
- , y L. Raut (2016), "Intergenerational Long-term Effects of Preschool-structural Estimates from a Discrete Dynamic Programming Model", *Journal of Econometrics*, vol. 191, núm. 1, pp. 164-175.
- Hoxby, C. (2000), "The Effect of Class Size on Students Achievement: New Evidence from Population Variation", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 115, núm. 4, pp. 1239-1285.
- Hsin, A., y Y. Xie (2011), "Social Determinants and Consequences of Children's Non-Cognitive Skills: An Exploratory Analysis", <http://paa2011.princeton.edu/papers/110368>
- Llambí, C., P. Messina y M. Perera (2009). "Desigualdad de oportunidades y el rol del sistema educativo en los logros de los jóvenes uruguayos", documento de trabajo del CINVE núm. 04/2009, CINVE, Montevideo.
- Manacorda, M. (2012), "The Cost of Grade Retention", *Review of Economics and Statistics*, vol. 94, núm. 2, pp. 596-606.
- Manski, C. (1993), "Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem", *Review of Economic Studies*, vol. 60, núm. 3, pp. 531-542.
- Martins, L., y P. Veiga (2010), "Do Inequalities in Parents' Education Play an Important Role in PISA Students' Mathematics Achievement Test Score Disparities?", *Economics of Education Review*, vol. 29, núm. 6, pp. 1 016-1 033.
- Méndez-Errico, L., y X. Ramos (2015), "Schooling Progression in Uruguay: Why Some Children Are Left Behind?", en L. Méndez-Errico, *Three Essays on Economic Development*, tesis doctoral.
- MESYFOD (2001), "Aportes al análisis de los bachilleratos en la educación secundaria. Niveles de cobertura y características de la población asistente, año 1999", serie Es-

- tudios Sociales sobre la Educación, cuaderno de trabajo núm. IX, Administración Nacional de Educación Pública, Consejo Directivo Central, Montevideo.
- Sabates, R., A. Hossain y K. Lewin (2012), "School Dropout in Bangladesh: Insights Using Panel Data", *International Journal of Educational Development*, vol. 33, núm. 3, pp. 225-232.
- UNESCO (2013), *Situación Educativa de América Latina y el Caribe: hacia la educación de calidad para todos al 2015*, UNESCO, Santiago de Chile.
- Viola, L., L. Garrido y A. Varela (2008), "Características epidemiológicas de la salud mental de los niños montevideanos", *Revista de Psiquiatría del Uruguay*, vol. 72, núm. 1.