

Efectos del trabajo infantil en la escolaridad. Estudio plurinacional

Ranjan RAY* y Geoffrey LANCASTER**

La preocupación que viene causando el trabajo infantil en los últimos años se debe en gran medida a la convicción de que es perjudicial para la formación de capital humano, idea en la que abundan los estudios cada vez más numerosos dedicados a este asunto. Kanbargi y Kulkarni (1991), Psacharopoulos (1997), Patrinos y Psacharopoulos (1997), Jensen y Nielsen (1997), Ravallion y Wodon (2000) y Ray (2000a, 2000b y 2002) forman parte de esta vasta bibliografía en la que se demuestra la relación de correspondencia existente entre el trabajo infantil y la escolaridad de los niños¹.

En el presente artículo nos proponemos hacer una aportación a dicha bibliografía respondiendo a la pregunta siguiente: ¿Existe un umbral de horas de trabajo semanales para la población de edades comprendidas entre 12 y 14 años por debajo del cual no se vean perjudicados la asistencia a la escuela y el aprovechamiento escolar? La importancia de orden político que reviste esta cuestión estriba en el artículo 7 del Convenio sobre la edad mínima, 1973 (núm. 138), de la OIT, en donde se dispone que podrá permitirse el empleo en «trabajos ligeros» de los niños desde los 12 o los 13 años a condición de que estos trabajos no perjudiquen «su asistencia a la escuela [...] o el aprovechamiento de la enseñanza que reciben».

Nuestros resultados corroboran las averiguaciones, cada vez más numerosas, según las cuales el trabajo infantil va en detrimento del bienestar social por cuanto entorpece la formación de capital humano. Entre

* Profesor de Economía de la Escuela Superior de Economía de la Universidad de Tasmania (Hobart, Australia); correo electrónico: Ranjan.Ray@utas.edu.au. ** Investigador asistente del mismo centro; correo electrónico: Geoffrey.Lancaster@utas.edu.au. El presente artículo está basado en un documento de trabajo (en lo sucesivo, «Ray y Lancaster (2004)») elaborado por los autores a petición del Programa Internacional para la Erradicación del Trabajo Infantil (IPEC), de la OIT. Los firmantes desean agradecer a Yacouba Diallo, Peter Matz, Hakki Ozel y Bijoy Raychaudhuri sus comentarios a este estudio.

¹ Véanse los estudios panorámicos de la bibliografía sobre el trabajo infantil publicados por Basu (1999) y Basu y Tzannatos (2003).

las investigaciones anteriores al respecto figuran las de Patrinos y Psacharopoulos (1995), sobre el Paraguay; Akabayashi y Psacharopoulos (1999), sobre la República Unida de Tanzania; Singh (1998), sobre los Estados Unidos; Heady (2000), sobre Ghana; Rosati y Rossi (2001), sobre el Pakistán y Nicaragua, y Ray (2000c), sobre la India. En este artículo, a partir de un análisis de encuestas nacionales sobre el trabajo infantil realizadas en siete países (Belice, Camboya, Filipinas, Namibia, Panamá, Portugal y Sri Lanka), averiguaremos los efectos del trabajo en la escolaridad de los niños de 12 a 14 años de edad. En un estudio más amplio proporcionamos pruebas del impacto de las horas de trabajo infantil en otros indicadores del aprendizaje, como «el tiempo dedicado a estudiar en casa», «las horas de estudio en la escuela y en casa» y «el número de fracasos escolares»².

El artículo está organizado en cuatro partes. En la primera se explican los rasgos generales del estudio, su metodología de estimación y los conjuntos de datos seleccionados, junto con un comentario acerca de las características empíricas más sobresalientes de los mismos. En la segunda parte se presentan y comentan los resultados de la estimación; y, en la tercera, la influencia del sector profesional en la escolaridad de los niños de Sri Lanka. En la última parte exponemos algunas observaciones a modo de conclusión.

Trasfondo, metodología y datos

Los antecedentes y la originalidad de la investigación

Nuestro estudio presenta algunas divergencias respecto de las investigaciones recientes antes mencionadas sobre los efectos del trabajo infantil en el nivel de instrucción. En primer lugar, al estar basado en el análisis empírico de datos referentes a siete países, se ha llevado a cabo a una escala más extensa. Además, constituye una de las primeras investigaciones realizadas con datos procedentes del SIMPOC³, que, a diferencia de los datos sobre el trabajo infantil de las EMNV compilados por el Banco Mundial⁴, sirven perfectamente para esta clase de estudio. Ello se debe a

² Por limitaciones de espacio, en el presente artículo se da cuenta únicamente de un subconjunto de los resultados arrojados por el estudio. Estos se recogen íntegramente en Ray y Lancaster (2004).

³ SIMPOC es la sigla del «Programa de Información Estadística y de Seguimiento en Materia de Trabajo Infantil», del Programa Internacional para la Erradicación del Trabajo Infantil (IPEC), de la OIT; sitio: <<http://www.ilo.org/public/spanish/standards/ipecc/index.htm>>.

⁴ EMNV es la sigla de «Encuesta de medición del nivel de vida». Véase el sitio en inglés del Banco Mundial: <<http://www.worldbank.org/lsmv/>>, así como el Programa para el Mejoramiento de las Encuestas y la Medición de las Condiciones de Vida en América Latina y el Caribe (MECOVI) lanzado en 1997 por el Banco Mundial, el Banco Interamericano de Desarrollo y la CEPAL, en el sitio <http://www.iadb.org/sds/POV/site_19_s.htm>.

que, para hacer una investigación de este tipo, hacen falta datos individuales de los niños, mientras que las EMNV sólo recogen información de los hogares, es decir, por unidades familiares. Los siete países seleccionados comprenden un amplio espectro geográfico, cultural y político. Las comparaciones entre ellos permiten evaluar si varía de unos a otros la repercusión del trabajo de los niños en su aprovechamiento escolar.

En segundo lugar, en gran parte de la bibliografía reciente se han utilizado las puntuaciones obtenidas en pruebas escolares como medida del aprovechamiento de la enseñanza, es decir, el nivel de instrucción alcanzado por el niño. Descartamos este método por dos motivos fundamentales: *a)* no se dispone de las puntuaciones obtenidas en pruebas escolares por los niños de ninguno de los siete conjuntos de datos que aquí se examinan, y *b)* los conocimientos de lectura, idioma y matemáticas que miden las puntuaciones de las pruebas dan una idea muy limitada del «aprovechamiento de la enseñanza», especialmente en el contexto de un país en desarrollo. En su lugar, nos servimos de la variable «tiempo de escolaridad por edad» (TEDAD), que compara la duración real y la duración «oficial» de los estudios cursados por un niño a una edad determinada. La TEDAD se calcula de la manera siguiente:

$$\text{TEDAD} = \left(\frac{\text{Años de escolaridad}}{\text{Edad} - E} \right) \times 100 \quad (1)$$

donde E representa la edad de escolarización habitual en el país dado⁵. Desdichadamente, no se pudo calcular la variable TEDAD correspondiente a Filipinas, Namibia ni Portugal, porque estos países no publican los años de estudios en forma de variable continua. En consecuencia, sólo se realizan y exponen regresiones basadas en la TEDAD relativas a cuatro países: Belice, Camboya, Panamá y Sri Lanka; en las regresiones de los tres países restantes se utilizan los años de estudios como medida del nivel de instrucción.

En tercer lugar, a diferencia del estudio de Heady (2000) sobre Ghana, por ejemplo, en el presente artículo hemos procurado corregir los posibles sesgos causados por la endogenidad de las horas de trabajo infantil como variable explicativa de la ecuación en la que se estima el impacto de las mismas en la escolaridad y las posibilidades de instrucción del niño. Entendemos por «endogenidad» que las horas de trabajo infantil influyen en las variables relativas a los estudios del niño, y viceversa; así, su situación laboral puede influir en su escolaridad tanto como ésta puede hacerlo en la primera. En consecuencia, es probable que las estimaciones

⁵ La variable «años de escolaridad» o «años de estudios» mide el número de años que un niño ha pasado en la escuela.

por mínimos cuadrados ordinarios del efecto del trabajo infantil en la escolaridad, que no tienen en cuenta tal endogenidad, estén sesgadas y sean incoherentes. Dado que son pocos los estudios en que se ha tratado de subsanar este problema de endogenidad, procuraremos hacerlo en el presente artículo.

Por último, si bien analizaremos principalmente los efectos del trabajo de los niños en su escolaridad, también consideraremos otras variables explicativas: edad y sexo del niño, número de hermanos, nivel de instrucción de los progenitores, etc. Como se señala más abajo, son significativos y provechosos los efectos que tienen algunas de estas variables, especialmente el nivel de instrucción de los adultos y el que el hogar disponga de agua y electricidad, en la escolaridad y el aprovechamiento educativo del niño. Es importante señalar que nuestras averiguaciones indican que evitar o reducir la actividad laboral del niño no es la única manera de mejorar su aprovechamiento escolar. Dicho de otro modo, es posible atenuar los efectos negativos que tiene el trabajo infantil en la escolaridad de los niños actuando sobre algunas variables ajenas al propio trabajo.

Método de estimación

El análisis econométrico de los datos comprende tres partes⁶:

1. Un modelo logit multinomial para estimar los determinantes a raíz de los cuales el niño va a la escuela o trabaja o hace las dos cosas a la vez.
2. Una ecuación única, basada en el método de las variables instrumentales, destinada a estimar los efectos de las horas de trabajo del niño en su escolaridad, y que tiene en cuenta la posible endogenidad de las horas de trabajo infantil como variable explicativa, tal y como se mencionó anteriormente⁷.
3. Un método de estimación por mínimos cuadrados en tres etapas que aprehende la simultaneidad de las decisiones referentes a la escolaridad y a las horas de trabajo del niño.

En el modelo logit multinomial (parte 1) hemos definido una variable *Y* que puede tomar cuatro valores; cada uno de ellos representa una combinación particular de la situación laboral y escolar del niño de 12 a 14 años de edad, de la manera siguiente:

⁶ Con objeto de que la exposición resulte sencilla, se han omitido los detalles técnicos. La descripción completa figura en Ray y Lancaster (2004).

⁷ Para una explicación clara de tecnicismos como «endogenidad», «variables instrumentales» y otros usados en el presente artículo, véase Stewart y Gill (1998). En este estudio, las «variables instrumentales» son variables altamente correlacionadas con la variable explicativa endógena, a saber, las horas de trabajo infantil, pero que no se ven afectadas por la causalidad inversa que da lugar al problema de la endogenidad.

- a) $Y_i = 0$: el niño i no trabaja, sino que asiste a la escuela
 b) $Y_i = 1$: el niño i trabaja y asiste a la escuela
 c) $Y_i = 2$: el niño i ni trabaja ni asiste a la escuela
 d) $Y_i = 3$: el niño i trabaja y no asiste a la escuela

La ecuación estimada es así:

$$Y_i = X_i\beta + \varepsilon_i \quad (2)$$

donde X_i es una matriz de las características individuales, familiares y comunitarias del niño, β representa el parámetro que debe estimarse, y ε_i son los errores, partiendo de la hipótesis de que éstos siguen una distribución multinomial logística. Dado que, para cada niño, la suma de las probabilidades de encontrarse en cada una de las cuatro situaciones expuestas más arriba ha de ser igual a la unidad, con arreglo al método logit multinomial debemos efectuar tres ecuaciones. En este estudio hemos tomado como referencia la categoría *a*), es decir, la del niño que no trabaja y asiste a la escuela. De este modo, si el determinante se incrementa en una unidad, el signo del coeficiente estimado de una categoría dada indica la dirección del cambio en la probabilidad de que un niño de 12 a 14 años se encuentre en tal categoría en relación con la probabilidad de hallarse en la categoría de referencia.

La parte 2 del método consiste en estimar la escolaridad en sentido lato (L_i) del niño i , expresada como una función lineal de sus horas de trabajo (H_i), sus horas de trabajo al cuadrado (H_i^2) y sus características individuales ($C_{ik}, k=1, \dots, m_1$) y familiares ($F_{ik}, k=1, \dots, m_2$). La ecuación estimada es:

$$L_i = \text{constante} + \delta_1 H_i + \delta_2 (H_i)^2 + \sum_{k=1}^{m_1} \gamma_{1k} C_{ik} + \sum_{k=1}^{m_2} \gamma_{2k} F_{ik} + U_{1i} \quad (3)$$

donde U_{1i} es el término de error estocástico (al que se presuponen las propiedades de ruido blanco habituales).

En la parte 3 estimamos conjuntamente L_i y H_i por medio de un sistema de ecuaciones simultáneas que consta de (3) y de la ecuación de las horas de trabajo del niño (H_i), expresada como una función lineal de sus características individuales (C_{ik}) y familiares (F_{ik}) y de las variables instrumentales (I_{ik}) que usamos previamente en las estimaciones correspondientes:

$$H_i = \text{constante} + \sum_{k=1}^{m_1} \psi_{1k} C_{ik} + \sum_{k=1}^{m_2} \psi_{2k} F_{ik} + \sum_{k=1}^{m_3} \psi_{3k} I_{ik} + U_{2i} \quad (4)$$

Los datos y sus características más sobresalientes

El presente estudio está basado en un análisis de datos sobre el trabajo infantil recopilados en Belice, Camboya, Filipinas, Namibia, Panamá, Portugal y Sri Lanka. Estas series de datos se copiaron en el marco del Programa de Información Estadística y de Seguimiento en Materia de Trabajo Infantil (SIMPOC), lanzado por la OIT en 1998 para atender la necesidad creciente de información cuantitativa pormenorizada acerca del problema. El SIMPOC proporciona asistencia técnica a los Estados Miembros de la OIT con objeto de recoger datos fiables, completos y comparables de todas las formas de trabajo infantil. En el cuadro 1 se presenta un resumen de las estadísticas más importantes (en promedios de las muestras) de las siete series de datos que aquí se consideran, desglosadas por sexo. Revisten especial interés las siguientes características.

En primer lugar, las tasas de matriculación escolar varían mucho de un país a otro, desde las cifras bajas de Namibia hasta las relativamente elevadas de Portugal y Sri Lanka. En los tres países asiáticos, Camboya, Filipinas y Sri Lanka, se encuentran porcentajes mucho mayores de niños que estudian y trabajan.

En segundo lugar, de los cuatro países cuya TEDAD pudo calcularse (Belice, Camboya, Panamá y Sri Lanka), Sri Lanka es el que registra los mejores resultados y alcanza unas cifras impresionantes habida cuenta de su condición de país en desarrollo. No deja de ser interesante que todos los indicadores coincidan en que las chicas están más escolarizadas que los chicos en los siete países.

En tercer lugar, también las horas semanales de trabajo varían mucho de un país a otro. Los niños de 12 a 14 años de Sri Lanka trabajan un número de horas considerablemente inferior al de los niños de la misma franja de edad de los demás países. Pese a que la tasa de escolarización portuguesa es satisfactoria, el número de horas semanales trabajadas por los niños portugueses de las mismas edades es sorprendentemente alto.

Y, en cuarto lugar, las tareas domésticas constituyen una parte significativa del volumen total de trabajo infantil. En los cuatro países sobre los que se dispone de información al respecto, las chicas, por lo general, trabajan durante más horas que los chicos.

Mediante una correlación entre las tasas de asistencia a la escuela y las horas de trabajo semanales, hemos encontrado indicios de que el tiempo dedicado al trabajo afecta negativamente tanto a las tasas de matriculación escolar como al tiempo dedicado a los estudios medido por la variable TEDAD (Ray y Lancaster, 2004). En los gráficos 1 y 2 presentamos otras pruebas del perjuicio que causa el trabajo a los estudios del niño. En el primero se relaciona el promedio de tiempo de estudio en el hogar de los niños de Sri Lanka que no trabajan y de los que sí trabajan. El tiempo de estudio promedio de estos últimos desciende por debajo del de los niños que no trabajan en torno a la edad de 11 años, y la tendencia

Cuadro 1. Resumen de algunas variables estadísticas clave (promedios)

Variable	Belice		Camboya		Filipinas		Namibia		Panamá		Portugal		Sri Lanka	
	Niños	Niñas	Niños	Niñas	Niños	Niñas	Niños	Niñas	Niños	Niñas	Niños	Niñas	Niños	Niñas
Edad del niño	12,97	12,98	12,98	12,96	12,99	13,01	13,01	13,01	12,98	12,98	13,06	13,05	12,97	12,99
Porcentaje de matriculación escolar	91	88	89	85	89	92	83	89	88	90	98	98	94	95
Horas de trabajo infantil según definición de la OIT ^a	4,85	3,62	18,06	18,15	16,84	15,70	24,56	20,43	23,87	24,48	20,79	27,74	11,80	9,93
Horas de trabajo doméstico realizadas por niños ^b	6,55	9,29	9,89	10,71	—	—	—	—	—	—	7,93	10,04	47,87	67,97
TEDAD	74,56	77,09	46,43	47,87	—	—	—	—	69,30	72,18	—	—	86,71	89,26
Años de escolaridad ^c	5,93	6,19	3,26	3,36	3,57 ^d	3,83 ^d	1,04 ^d	1,09 ^d	5,53 ^d	5,77 ^d	2,78	2,86	6,92	7,14
Porcentaje de niños de 12 a 14 años que:														
a) estudian y no trabajan	72,0	79,7	30,9	28,5	70,4	79,6	73,3	79,6	81,0	87,9	95,2	96,1	65,5	77,3
b) estudian y trabajan	18,6	7,7	57,7	56,6	18,4	12,0	9,8	9,4	6,8	1,7	3,2	1,9	28,5	18,1
c) ni estudian ni trabajan	3,8	9,5	2,4	2,6	4,3	5,4	11,5	8,8	5,5	9,1	1,0	1,4	2,6	2,9
d) sólo trabajan	5,1	2,6	9,0	12,3	7,0	2,9	5,5	2,3	6,7	1,4	0,6	0,6	3,4	1,7

Notas:

^a Horas semanales de todos los países, excepto Belice, en que son horas diarias.

^b Horas de tareas domésticas por semana de todos los países, excepto Sri Lanka, en que son «minutos por día».

^c Cifras no comparables con las de otros países.

^d Las cifras sobre duración de la escolaridad en Filipinas, Namibia y Panamá están basadas en los códigos utilizados en estas series de datos; no son exactamente «años de escolaridad» y, por lo tanto, no son comparables entre sí ni con las cifras de otros países.

Gráfico 1. Tiempo dedicado a estudiar (en promedio) por los niños de Sri Lanka, según su edad y situación

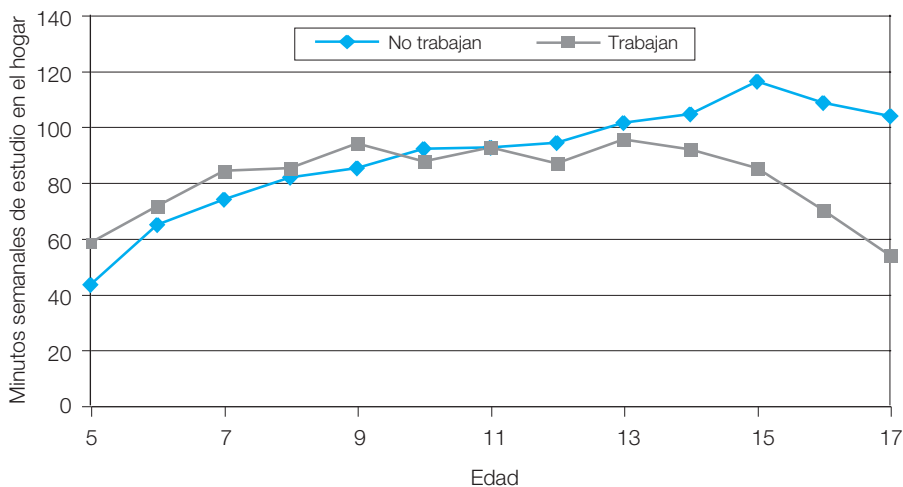
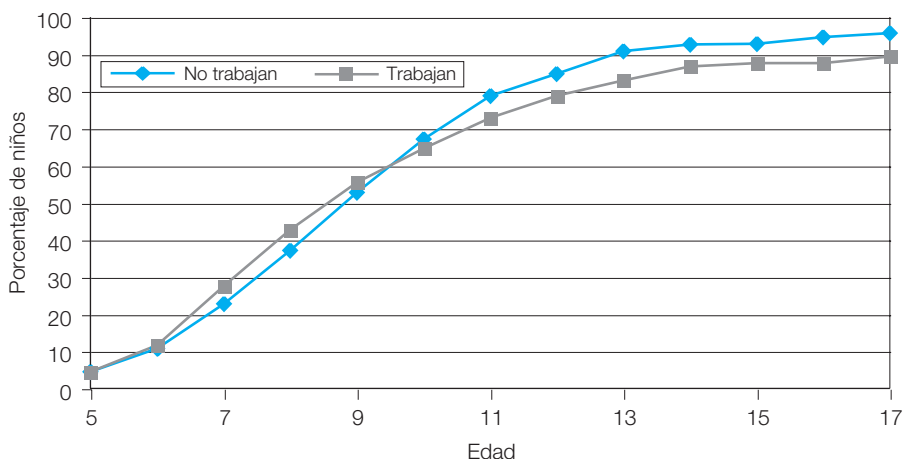


Gráfico 2. Porcentajes de niños camboyanos que saben leer y escribir, según su edad y situación



comienza a reforzarse entre los 12 y los 14 años (el grupo que nos ocupa), de manera que, al final de la escolaridad, el tiempo de estudio promedio de los niños que no trabajan es muy superior. En el gráfico 2 presentamos los porcentajes de niños de Camboya que saben leer y escribir: en todas las edades se comprueba el efecto perjudicial del trabajo infantil, pues están más alfabetizados los niños que no trabajan.

Resultados de las estimaciones

En el cuadro 2 figuran los resultados de la estimación logit multinomial relativa a Belice; una vez más, la categoría de referencia la forman los niños que asisten a la escuela y no trabajan. Los coeficientes de la variable «años de escolaridad» indican que la asistencia a la escuela puede «crear costumbre» en el sentido de que, *ceteris paribus*, cuanto más tiempo ha pasado un niño en la escuela, menos peligro corre de abandonar los estudios. Si el hogar dispone de agua y luz eléctrica y posee bienes como televisión y teléfono, hay más posibilidades de que el niño sólo se dedique a estudiar y no comience a trabajar.

En el cuadro 3 se exponen las probabilidades marginales que arrojan las estimaciones logit multinomiales realizadas con los datos de Belice. Éstas muestran que los chicos tienen menos probabilidades que las chicas de pertenecer a la categoría de los que «sólo estudian», y más de encontrarse en la de los que «sólo trabajan». Las probabilidades marginales confirman, asimismo, que es más frecuente que los niños sólo se dediquen a estudiar en los hogares que poseen luz eléctrica, agua, etc. En conjunto, las cifras indican que un niño en Belice tiene muchas más probabilidades de encontrarse en la categoría de los que «sólo estudian» que en cualquiera de las otras.

En el cuadro 4 presentamos los resultados de la estimación logit multinomial de Camboya, que son similares en varios aspectos a los de Belice mostrados en el cuadro 2. Cabe destacar que tienen efectos potentes favorables a la escolaridad infantil el nivel de estudios de los progenitores y el que el hogar posea bienes como aparato de televisión, teléfono, etc., y servicios como la luz eléctrica y el agua. En el cuadro 5 se presentan las probabilidades marginales referentes a este país, que demuestran la influencia notable que ejerce el grado de instrucción de los adultos del hogar en que el niño sólo se dedique a sus estudios. Si comparamos las probabilidades generales expuestas en los cuadros 3 y 5, vemos que la pauta de combinar la escuela con el trabajo es mucho más frecuente en los niños camboyanos que en los de Belice, lo cual es coherente con las cifras del cuadro 1.

Los resultados econométricos referentes a los efectos del trabajo infantil en la escolaridad de los niños se recogen en el cuadro 6, desglosados por país y por sexo; son estimaciones mediante el método de las variables instrumentales de regresiones que explican la evolución del indicador disponible relativo a la escolaridad (años de escolaridad, TEDAD o asistencia a la escuela) en función de varios determinantes. De especial interés en este estudio son los coeficientes de las variables «horas de trabajo» y «horas de trabajo al cuadrado». En Ray y Lancaster (2004) también damos cuenta de otras estimaciones realizadas con el método de los mínimos cuadrados ordinarios, y las comparamos con las cifras del cuadro 6 a fin de averiguar la influencia que tienen uno y otro

Cuadro 2. Estimación de los coeficientes de Belice con el modelo logit multinomial

Variable	Categoría		
	Estudia y trabaja	Ni estudia ni trabaja	Sólo trabaja
Edad del niño	7,93* (3,86)	-2,13 (6,97)	-4,58 (11,42)
(Edad del niño) ²	-0,30* (0,15)	0,14 (0,26)	0,25 (0,43)
Número de niños en el hogar	0,09* (0,04)	0,06 (0,06)	0,00 (0,08)
Sexo del cabeza de familia (1 = hombre, 2 = mujer)	-0,35 (0,18)	-0,49 (0,30)	-0,46 (0,38)
Sexo del niño (0 = niña, 1 = niño)	1,08** (0,16)	-0,86** (0,22)	0,78** (0,27)
Años de escolaridad	0,06 (0,06)	-0,34** (0,07)	-0,28** (0,09)
Variable ficticia: luz eléctrica	-1,30 (0,63)	0,32 (0,52)	-0,44 (0,81)
Variable ficticia: agua	-0,46** (0,17)	0,98** (0,21)	0,34 (0,28)
Variable ficticia: televisión	-0,95** (0,17)	-0,74** (0,24)	-0,85** (0,28)
Variable ficticia: radio	-0,39 (0,22)	-0,45 (0,28)	0,44 (0,45)
Variable ficticia: teléfono	-0,39* (0,18)	-1,02** (0,30)	-2,60** (0,61)

* Estadísticamente significativo en el nivel del 5 por ciento. ** Estadísticamente significativo en el nivel del 1 por ciento.

Notas: Las cifras entre paréntesis indican los errores típicos. La categoría de referencia es la de los niños que sólo estudian. Número de observaciones: 1.894. Prueba de la razón de verosimilitud de la significación conjunta: $\chi^2_{33} = 529,13$. Pseudo $R^2 = 0,1790$.

Cuadro 3. Estimación de las probabilidades marginales de Belice con el modelo logit multinomial

Variable	Sólo estudia	Estudia y trabaja	Ni estudia ni trabaja	Sólo trabaja
Edad del niño	-0,6983	0,8407	-0,0891	-0,0534
(Edad del niño) ²	0,0239	-0,0319	0,0052	0,0028
Número de niños en el hogar	-0,0104	0,0090	0,0016	-0,0001
Sexo del cabeza de familia (1 = hombre, 2 = mujer)	0,0512	-0,0342	-0,0130	-0,0039
Sexo del niño (0 = niña, 1 = niño)	-0,0926	0,1161	-0,0300	-0,0065
Años de escolaridad	0,0054	0,0073	-0,0099	-0,0027
Variable ficticia: luz eléctrica	0,0736	-0,0855	0,0149	-0,0030
Variable ficticia: agua	0,0069	-0,0487	0,0381	0,0037
Variable ficticia: televisión	0,1400	-0,1126	-0,0195	-0,0079
Variable ficticia: radio	0,0540	0,0444	-0,0136	-0,0041
Variable ficticia: teléfono	0,0816	-0,0337	-0,0253	-0,0226
Probabilidad general	0,8416	0,1184	0,0301	0,0099

Nota: Las probabilidades expuestas se derivan de los coeficientes estimados con el modelo logit multinomial que figuran en el cuadro 2.

Cuadro 4. Estimación de los coeficientes de Camboya con el modelo logit multinomial

Variable	Categoría		
	Estudia y trabaja	Ni estudia ni trabaja	Sólo trabaja
Edad del niño	2,53 (1,66)	-8,66 (5,11)	-2,35 (2,93)
(Edad del niño) ²	-0,090 (0,064)	0,359 (0,197)	0,131 (0,113)
Número de niños en el hogar	0,011 (0,022)	-0,038 (0,061)	0,051 (0,036)
Sexo del cabeza de familia (1 = hombre, 2 = mujer)	0,210* (0,101)	-0,398 (0,258)	-0,230 (0,169)
Edad del cabeza de familia	-0,003 (0,004)	0,012 (0,010)	0,010 (0,006)
Sexo del niño (0 = niña, 1 = niño)	-0,028 (0,061)	-0,219 (0,176)	-0,437** (0,105)
Años de escolaridad	-0,015 (0,019)	-0,700** (0,064)	-0,608** (0,036)
Nivel de estudios del varón adulto más instruido	-0,031** (0,009)	-0,057* (0,028)	-0,091** (0,017)
Nivel de estudios de la adulta más instruida	-0,017 (0,010)	-0,093** (0,035)	-0,061** (0,020)
Horas de trabajo doméstico	0,037** (0,006)	0,034* (0,014)	0,054** (0,008)
Variable ficticia: ámbito rural	0,479** (0,08)	-0,221 (0,215)	0,324** (0,123)
Variable ficticia: luz eléctrica	-0,797 (0,081)	-0,219 (0,238)	-0,479** (0,148)
Variable ficticia: agua	-0,167 (0,092)	-0,034 (0,369)	-0,017 (0,231)
Variable ficticia: televisión	-0,002 (0,068)	-0,247 (0,208)	-0,368** (0,122)
Variable ficticia: radio	-0,264** (0,078)	-0,114 (0,361)	-0,198 (0,239)
Variable ficticia: teléfono	0,163** (0,054)	-0,032 (0,178)	0,073 (0,091)

* Estadísticamente significativo en el nivel del 5 por ciento. ** Estadísticamente significativo en el nivel del 1 por ciento.

Notas: Las cifras entre paréntesis son los errores típicos. La categoría de referencia es la de los niños que sólo estudian. Número de observaciones: 6.318. Prueba de la razón de verosimilitud de la significación conjunta: $\chi^2_{48} = 1817,86$. Pseudo $R^2 = 0,1443$.

método de estimación en los resultados que arrojan. Mientras que los resultados son por lo general similares desde el punto de vista cualitativo, existen varias diferencias en cuanto a las magnitudes cuantitativas. Asimismo, en varios países encontramos incoherencias significativas en las estimaciones por el método de los mínimos cuadrados ordinarios, debidas posiblemente a la endogenidad de las horas de trabajo infantil

Cuadro 5. Estimación de las probabilidades marginales de Camboya con el modelo logit multinomial

Variable	Sólo estudia	Estudia y trabaja	Ni estudia ni trabaja	Sólo trabaja
Edad del niño	-0,4075	0,7301	-0,1288	-0,1938
(Edad del niño) ²	0,0136	-0,0280	0,0052	0,0092
Número de niños en el hogar	-0,0028	0,0012	-0,0006	0,0021
Sexo del cabeza de familia (1 = hombre, 2 = mujer)	-0,0334	0,0617	-0,0081	-0,0203
Edad del cabeza de familia	0,0004	-0,0012	0,0002	0,0006
Sexo del niño (0 = niña, 1 = niño)	0,0126	0,0102	-0,0023	-0,0206
Años de escolaridad	0,0146	0,0226	-0,0083	-0,0289
Nivel de estudios del varón adulto más instruido	0,0074	-0,0036	-0,0004	-0,0034
Nivel de estudios de la adulta más instruida	0,0045	-0,0012	-0,0010	-0,0024
Horas de trabajo doméstico	-0,0080	0,0065	0,00008	0,0014
Variable ficticia: ámbito rural	-0,0939	0,1008	-0,0070	0,00009
Variable ficticia: luz eléctrica	0,1604	-0,1670	0,0040	0,0026
Variable ficticia: agua	0,0324	-0,0381	0,0010	0,0048
Variable ficticia: televisión	0,0069	0,0137	-0,0029	-0,0178
Variable ficticia: teléfono	0,0529	-0,0529	0,0009	-0,0008
Variable ficticia: radio	-0,0315	0,0351	-0,0018	-0,0018
Probabilidad general	0,2910	0,6440	0,0130	0,0520

Nota: Las probabilidades expuestas se derivan de los coeficientes estimados con el modelo logit multinomial que figuran en el cuadro 4.

usadas como variable explicativa, por lo que nos inclinamos a pensar que es más exacto el método de las variables instrumentales.

Resulta arriesgado hacer generalizaciones burdas sobre la base de estos resultados, que, además, son específicos de los países estudiados. Sin embargo, un punto de coincidencia entre cinco de los siete países — Namibia y Sri Lanka se apartan de él — es la significación estadística y el signo negativo del coeficiente de la variable «horas de trabajo». Dicho de otro modo, las estimaciones respaldan la hipótesis de que las horas de trabajo afectan negativamente tanto a la matriculación escolar (esto es, la probabilidad de que el niño asista a la escuela) como a las variables referidas al aprovechamiento de la enseñanza, y ello desde la primera hora de trabajo. Ahora bien, los coeficientes de signo positivo de la variable «horas de trabajo al cuadrado» de Belice, Camboya, Filipinas y Panamá indican que el efecto adverso marginal de las horas de trabajo infantil en las variables relativas a la escolaridad se

Cuadro 6. Determinantes de la escolaridad en los siete países, desglosados por sexo

Variable	Belice		Camboya		Filipinas		Namibia		Panamá		Portugal		Sri Lanka		
	Niños	Niñas	Niños	Niñas	Niños	Niñas	Niños	Niñas	Niños	Niñas	Niños	Niñas	Niños	Niñas	
Edad del niño	-0,381 (3,74)	3,279 (3,72)	61,52 (32,44)	-2,12 (11,48)	-8,95 (12,42)	-0,441 (1,06)	-1,609* (0,77)	32,88 (22,91)	-2,29 (23,41)	0,282 (0,60)	25,01 (20,16)	-0,033 (0,80)	0,282 (0,60)	25,01 (20,16)	-32,52 (18,83)
(Edad del niño) ²	-0,040 (0,14)	-0,097 (0,14)	-2,20 (1,25)	0,108 (0,44)	0,394 (0,49)	0,021 (0,04)	0,066* (0,03)	-1,19 (0,88)	0,109 (0,90)	-0,003 (0,02)	-0,957 (0,78)	0,007 (0,03)	-0,003 (0,02)	-0,957 (0,78)	1,28 (0,72)
Número de niños en el hogar	-0,003 (0,05)	-0,087* (0,04)	-1,47** (0,42)	-	-	0,001 (0,01)	-0,005 (0,01)	-1,99** (0,21)	-1,61** (0,22)	-	-0,47 (0,28)	-	-	-0,47 (0,28)	-0,952** (0,25)
Sexo del cabeza de familia (1 = hombre, 2 = mujer)	-0,378* (0,19)	0,010 (0,17)	-4,20* (1,92)	-	-	0,028 (0,04)	0,012 (0,05)	-1,98 (1,46)	-5,21** (1,54)	-0,097** (0,04)	-1,36 (1,08)	-0,066 (0,05)	-0,097** (0,04)	-1,36 (1,08)	-0,526 (1,07)
Edad del cabeza de familia	-	-	-0,185** (0,07)	-	-	0,006* (0,003)	0,003** (0,001)	0,109** (0,04)	0,034 (0,04)	-	-0,035 (0,04)	-	-	-0,035 (0,04)	-0,056 (0,03)
Horas de trabajo	-2,76** (0,66)	-3,97** (0,90)	-3,94** (0,47)	-0,897 (0,59)	-1,134* (0,56)	-0,152 (0,08)	-0,033 (0,06)	-3,53* (1,71)	-1,42** (0,48)	-0,154* (0,07)	0,898** (0,15)	0,415** (0,15)	-0,154* (0,07)	0,898** (0,15)	0,382** (0,17)
(Horas de trabajo) ²	0,316** (0,08)	0,44** (0,10)	0,069** (0,01)	0,012 (0,01)	0,017* (0,01)	0,002 (0,001)	0,0004 (0,0008)	0,07 (0,04)	0,023** (0,01)	0,003 (0,002)	-0,024** (0,003)	-0,007** (0,003)	0,003 (0,002)	-0,024** (0,003)	-0,014** (0,003)
Nivel de estudios del adulto varón más instruido	-	-	1,43** (0,18)	-	-	0,048** (0,02)	0,06** (0,01)	0,152** (0,04)	0,176** (0,04)	0,047** (0,01)	0,885** (0,12)	0,040** (0,01)	0,047** (0,01)	0,885** (0,12)	0,386** (0,11)
Nivel de estudios de la adulta más instruida	-	-	1,85** (0,19)	-	-	0,051** (0,02)	0,041** (0,01)	0,285** (0,04)	0,237** (0,04)	0,043** (0,01)	1,073** (0,11)	0,041** (0,01)	0,043** (0,01)	1,073** (0,11)	0,792** (0,10)
Variable ficticia: ámbito rural	-	-	-	-0,433 (0,37)	0,187 (0,42)	0,113 (0,16)	-0,058 (0,10)	-	-	-	-	-	-	-	-
Variable ficticia: estacional	-	-	-	-0,73 (0,76)	-1,558 (1,02)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Años de trabajo	-	-	-	-0,28 (0,22)	0,151 (0,13)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Horas de trabajo doméstico	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,004* (0,002)	-	-0,009** (0,002)	-0,004* (0,002)	-	-

(continúa en la página siguiente)

Cuadro 6. Determinantes de la escolaridad en los siete países, desglosados por sexo

Variable	Belice		Camboya		Filipinas		Namibia		Panamá		Portugal		Sri Lanka	
	Niños	Niñas	Niños	Niñas	Niños	Niñas	Niños	Niñas	Niños	Niñas	Niños	Niñas	Niños	Niñas
Datos estadísticos:														
Número de observaciones	959	935	3 227	3 091	1 099	611	1 465	1 488	2 098	1 939	3 466	3 287	2 403	2 269
Pruebas F de significación conjunta	F(6,952) = 1,4,10**	F(6,928) = 13,22**	F(9,3217) = 78,84**	F(9,3081) = 63,93**	F(7,1091) = 2,18*	F(7,603) = 1,92**	F(10,1454) = 9,25**	F(10,1477) = 27,64**	F(9,2088) = 49,86**	F(9,1929) = 45,25**	F(8,3457) = 52,26**	F(8,3278) = 17,89**	F(10,2392) = 55,63**	F(10,2258) = 41,88**
Error cuadrático medio	2,0475	2,0312	33,023	35,382	5,6903	4,5251	0,72315	0,43129	19,14	18,197	0,63006	0,80585	17,749	16,063

* Estadísticamente significativo en el nivel del 5 por ciento.

** Estadísticamente significativo en el nivel del 1 por ciento.

Notas: Las cifras entre paréntesis son los errores típicos. La variable dependiente son los «años de escolaridad» de Belice, Filipinas, Namibia y Portugal, la TEDAD de Camboya y Panamá, y la «asistencia actual a la escuela» de Sri Lanka.

debilita a medida que el número de horas es mayor⁸. Los datos de los cuadros dibujan una curva en forma de U, en la que el tiempo dedicado por los niños a sus estudios depende de sus horas de trabajo. Las regresiones efectuadas con el método de las variables instrumentales coinciden en que, por encima de cinco horas al día (30 horas semanales), el impacto marginal cambia de signo, esto es, las horas de trabajo infantil tienen un efecto positivo en la matriculación escolar y en las variables que miden la instrucción. En Belice, por ejemplo, el punto de inflexión es nítido, y se sitúa en 4,37 horas al día para los varones, 4,51 horas para las chicas y 4,40 horas para los dos sexos⁹. Antes bien, los promedios que aparecen en el cuadro 1 indican que rara vez se alcanzan estos puntos de inflexión — esto es, los puntos de equilibrio teóricos en donde el efecto diferencial de las horas de trabajo en la escolaridad equivale a cero —, dado que muy pocos niños trabajan tantas horas. Los resultados de Belice muestran el hondo perjuicio que sufre el niño desde la primera hora de trabajo: los cálculos detallados sobre el país expuestos en Ray y Lancaster (2004) muestran que la primera hora de trabajo infantil reduce la probabilidad de asistir a la escuela en aproximadamente un 50 por ciento.

Una excepción significativa a esta pauta la plantean los coeficientes de Sri Lanka que aparecen en el cuadro 6. Contrariamente a los resultados de los demás países, la escolaridad de los niños en función de sus horas de trabajo dibuja una curva en forma de U invertida. Dicho de otro modo, los niños de Sri Lanka que trabajan unas pocas horas disfrutan de una escolaridad relativamente alta. En el cuadro 6 se confirma que esto es válido tanto para los chicos como para las chicas. Las estimaciones de la variable TEDAD correspondientes a Sri Lanka (que no presentamos en este artículo) indican que el punto de inflexión en el que el trabajo infantil comienza a tener un efecto nocivo en la instrucción se sitúa en 18,785 horas semanales en el caso de los chicos y en 14,167 horas semanales en el de las chicas. El hecho de que una proporción considerable de la fuerza de trabajo infantil de Sri Lanka trabaje menos de 17,85 horas semanales — esto es, el punto de inflexión señalado por la variable TEDAD para todos los niños de Sri Lanka — indica que en este país el trabajo infantil es menos nocivo para el progreso de los niños que en otros. Una causa posible es que, como se ve en el cuadro 1, en Sri Lanka hay menos niños en la categoría de los que sólo

⁸ Lo cual no quiere decir que el efecto «promedio» de las horas de trabajo en la escolaridad disminuya también, puesto que, a diferencia del «impacto marginal», no «corrige» los efectos de las restantes características.

⁹ Estas cifras se obtienen calculando

$$-\frac{\hat{\delta}_1}{2\hat{\delta}_2}$$

donde $\hat{\delta}_1$ y $\hat{\delta}_2$ son los coeficientes estimados de las «horas de trabajo» y «las horas de trabajo al cuadrado» de las regresiones correspondientes. Véase la ecuación (3) más arriba.

se dedican a trabajar que en los restantes países en desarrollo. Por otra parte, el porcentaje de la población infantil de Sri Lanka que estudia y trabaja es de los más altos de los países en desarrollo. Ello indica que si el número de horas de trabajo del niño es moderado, pueden reducirse los efectos perniciosos del trabajo infantil. La idea merece una investigación más profunda puesto que reviste un gran interés para los programas políticos. Otra averiguación común a todos los países es que cuanto mayor es el nivel de instrucción de los adultos del hogar, más firmes son las posibilidades de que el niño prosiga los estudios y avance en su aprendizaje.

También efectuamos estimaciones de las ecuaciones acerca de la escolaridad (L_i) y las horas de trabajo infantil (H_i) mediante un sistema de ecuaciones en tres fases basado en el método de los mínimos cuadrados (Ray y Lancaster, 2004). En el cuadro 7 presentamos solamente las es-

Cuadro 7. Determinantes de la variable tiempo de escolaridad por edad (TEDAD) estimados por el método de los mínimos cuadrados

Variable	Belice	Camboya	Panamá	Sri Lanka
Edad del niño	-10,68 (35,33)	46,39 (26,65)	18,40 (17,64)	-2,03 (13,62)
(Edad del niño) ²	0,411 (1,358)	-1,58 (1,02)	-0,64 (0,678)	0,098 (0,524)
Número de niños en el hogar	-0,285 (0,396)	-1,18** (0,35)	-1,70** (0,17)	-0,572** (0,184)
Sexo del niño (0 = niña, 1 = niño)	2,70 (1,51)	-1,94* (0,96)	0,554 (0,878)	-1,712** (0,525)
Edad del cabeza de familia	—	-0,106 (0,056)	-0,035 (0,029)	-0,029 (0,024)
Nivel de estudios del adulto varón más instruido	—	1,12** (0,15)	0,149** (0,03)	0,532** (0,083)
Nivel de estudios de la adulta más instruida	—	1,53** (0,16)	0,240** (0,029)	0,818** (0,74)
Horas de trabajo	-33,43** (7,37)	-3,76** (0,55)	-2,18** (0,63)	0,370** (0,091)
(Horas de trabajo) ²	3,37** (0,84)	0,044** (0,010)	0,028** (0,011)	-0,014** (0,002)
Horas de trabajo doméstico	-0,009 (0,082)	0,416** (0,127)	—	-0,017** (0,006)
Variable ficticia: ámbito rural	—	0,88 (1,31)	2,34** (0,78)	—
Variable ficticia: teléfono	—	—	1,86* (0,85)	—
Número de observaciones	1.894	6.318	4.037	4.638

* Estadísticamente significativo en el nivel del 5 por ciento. ** Estadísticamente significativo en el nivel del 1 por ciento.

Notas: Estimación en tres etapas por el método de los mínimos cuadrados ordinarios basadas en los datos del SIMPOC. Las cifras entre paréntesis son los errores típicos.

timaciones de la variable TEDAD (circunscritas a los cuatro países sobre los cuales teníamos datos), que revelan cuatro aspectos que merece la pena señalar.

Primero, *ceteris paribus*, en Camboya y Sri Lanka el tiempo de escolaridad según la edad alcanzado por los chicos es considerablemente inferior al de las chicas; por el contrario, no aparece esta diferencia ni en Belice ni en Panamá. Segundo, las estimaciones antedichas confirman que Sri Lanka es el único país donde las primeras horas de trabajo infantil tienen un efecto positivo en la instrucción de los niños; a diferencia de otros países, el punto de inflexión de Sri Lanka (13,55 horas semanales) no reviste un interés meramente académico, ya que muchos niños trabajadores están en la horquilla de 0 a 15 horas semanales. Es decir, el porcentaje de niños situados en el segmento ascendente de la curva que representa la escolaridad en función de las horas de trabajo es mucho mayor que en los demás países. Sin embargo, como se indica más abajo, Sri Lanka se pone a la par que el resto una vez que se corrigen los efectos del corte en el valor cero de las horas de trabajo infantil¹⁰. Tercero, a diferencia de las cifras correspondientes a las horas de trabajo, el tiempo pasado por el niño haciendo tareas domésticas tiene en Sri Lanka un efecto negativo en la escolaridad, pero no tanto como en otros lugares. Y cuarto, los resultados de los cuatro países considerados confirman que cuanto mayor es el nivel de instrucción de los adultos del hogar, más bienestar disfrutaban los hijos, ya que trabajan menos horas que los otros y dedican más tiempo a sus estudios (según la medición TEDAD). En los cuatro países del cuadro 7, el efecto provechoso en la escolaridad de los niños del nivel de instrucción de las mujeres del hogar es más pronunciado que el de los adultos varones.

El efecto adverso del trabajo en la instrucción infantil se confirma en el cuadro 8, donde presentamos los coeficientes de la regresión del número de fracasos escolares de los niños portugueses (entendiendo por fracaso el abandono de la escuela). Las estimaciones con variables instrumentales muestran que, *ceteris paribus*, un aumento en una unidad de las horas de trabajo infantil ya perjudica la escolaridad del niño, pues entraña un incremento de 0,34 puntos en la tasa de fracasos escolares. Otro indicio útil que aportan los resultados de Portugal guarda relación con el efecto de las horas de trabajo doméstico en la instrucción infantil. Las estimaciones por variables instrumentales y por mínimos cuadrados coinciden en que éstas ejercen una influencia adversa, al aumentar significativamente el número de niños que abandonan la enseñanza.

¹⁰ Es decir, la variable «horas de trabajo» no puede descender por debajo de cero. Además, dado que hay numerosos niños que trabajan cero horas, los resultados de los modelos econométricos (logit o probit) resultan distorsionados, por lo que hay que usar un método del tipo Tobit, como veremos más adelante.

Cuadro 8. Determinantes del número de abandonos escolares de los niños de Portugal

Variable	Método de las variables instrumentales	Método de los mínimos cuadrados
Edad del niño	-0,049 (0,665)	-0,426 (0,569)
(Edad del niño) ²	0,006 (0,026)	0,021 (0,022)
Sexo del niño (1 = niño, 2 = niña)	-0,211** (0,027)	-0,246** (0,021)
Sexo del cabeza de familia (1 = hombre, 2 = mujer)	0,098** (0,038)	0,095** (0,033)
Nivel de estudios del adulto varón más instruido	-0,083** (0,009)	-0,093** (0,008)
Nivel de estudios de la adulta más instruida	-0,084** (0,009)	-0,092** (0,008)
Horas de trabajo doméstico	0,004* (0,002)	0,008** (0,002)
Horas de trabajo	0,334** (0,108)	0,009 (0,007)
(Horas de trabajo) ²	-0,006** (0,002)	-0,0001 (0,0001)

Prueba de H₀: La diferencia en los coeficientes no es sistemática

$$\chi^2_1 = 11,98^{**}$$

* Estadísticamente significativo en el nivel del 5 por ciento. ** Estadísticamente significativo en el nivel del 1 por ciento.

Notas: Las cifras entre paréntesis son los errores típicos. Número de observaciones: 6.753. Pruebas F de significación conjunta: método de las variables instrumentales: F(9,6743) = 78,66**; método de los mínimos cuadrados ordinarios: F(9,6743)=102,38**. Método de las variables instrumentales: error cuadrático medio = 0,96397. Método de los mínimos cuadrados ordinarios: R² = 0,1202, R² = 0,1191; error cuadrático medio = 0,83991.

Recordemos ahora que en tres de los cuatro países reseñados en el cuadro 7 el trabajo infantil tiene un efecto adverso en los estudios de los niños (según la variable TEDAD), que empieza a sentirse desde la primera hora de trabajo; dicho de otro modo, incluso un poco de trabajo infantil puede ser perjudicial para la instrucción del niño. La excepción, como ya se ha señalado, la constituye Sri Lanka. Estas estimaciones, sin embargo, no tienen en cuenta el corte estadístico de las horas de trabajo infantil en el valor cero. En el cuadro 9 publicamos los coeficientes de la variable TEDAD que arroja una ecuación de las horas de trabajo infantil realizada mediante un modelo Tobit. Estas estimaciones confirman, una vez más, el efecto negativo del trabajo infantil en la escolaridad. Respecto de Sri Lanka, la curva en forma de U invertida que dibujaba la escolaridad de los niños según sus horas de trabajo se transforma ahora en una curva monótona decreciente. Dicho de otro modo, la estimación Tobit invalida el único resultado (de Sri Lanka) que parecía justificar las excepciones previstas en el artículo 7 del Con-

Cuadro 9. Estimación de la variable dependiente TEDAD mediante el modelo Tobit

Variable	Belice	Camboya	Sri Lanka
Edad del niño	-0,115 (19,67)	44,88** (15,65)	9,51 (11,93)
(Edad del niño) ²	0,040 (0,756)	-1,51* (0,60)	-0,309 (0,457)
Número de niños en el hogar	-0,181 (0,221)	-1,60* (0,206)	-0,755 (0,163)
Sexo del niño (0 = niña, 1 = niño)	4,37** (0,94)	-2,31** (0,570)	0,705 (0,820)
Edad del cabeza de familia	—	-0,037 (0,033)	-0,050* (0,021)
Nivel de estudios del adulto varón más instruido	—	1,19** (0,09)	0,312** (0,091)
Nivel de estudios de la adulta más instruida	—	1,74** (0,104)	0,660** (0,072)
Horas de trabajo	-1,57** (0,14)	-0,781** (0,083)	-0,411** (0,083)
(Horas de trabajo) ²	0,00007 (0,001)	-0,020** (0,006)	-0,001** (0,0001)
Horas de trabajo doméstico	-0,00 (0,003)	0,148** (0,058)	0,007 (0,007)
Variable ficticia: ámbito rural	—	-0,967 (0,859)	—
Número de observaciones	1.894	6.318	4.672

* Estadísticamente significativo en el nivel del 5 por ciento. ** Estadísticamente significativo en el nivel del 1 por ciento.

Nota: Las cifras entre paréntesis son los errores típicos.

venio núm. 138 de la OIT para autorizar que los niños realicen trabajos ligeros. El cuadro 9 indica, de manera categórica, que si se reconoce el efecto pernicioso del trabajo infantil en la instrucción del niño, lo mejor que puede hacerse es fijar un tope de cero horas de trabajo.

Efectos del sector profesional en la instrucción del niño a la luz de la situación de Sri Lanka

Dado que los resultados iniciales de Sri Lanka presentan un marcado contraste con los que arrojan los otros países, será conveniente investigar cómo se ven afectados los coeficientes si se hace un desglose por sector profesional de los niños ocupados. En el cuadro 10 se presentan los promedios de las tasas de asistencia a la escuela, la TEDAD y el tiempo de estudio en el hogar de los niños trabajadores del país de 12 a 14 años, desglosados en los cuatro sectores siguientes: 1) trabajadores de servicios y de venta en tiendas y mercados; 2) artesanos y análogos; 3) ocupados en tareas sencillas de servicios y venta, y 4) trabajadores agrícolas. La tasa de asistencia a la escuela varía considerablemente de

Cuadro 10. Variación por sector de las tasas de asistencia a la escuela, de la TEDAD y del tiempo de estudio en el hogar de los niños de Sri Lanka

Categoría	Porcentaje de niños de 12 a 14 años	Tasa de asistencia a la escuela	TEDAD	Tiempo de estudio promedio ^a
1. Trabajadores de servicios y de venta en tiendas y mercados	2,39	0,871 (0,337)	87,65 (21,71)	87,24 (58,86)
2. Artesanos y análogos	3,48	0,828 (0,378)	85,34 (20,08)	84,44 (61,34)
3. Ocupados en tareas sencillas de servicios y venta ^b	0,89	0,395 (0,495)	62,52 (38,57)	35,70 (47,77)
4. Trabajadores agrícolas	18,94	0,943 (0,231)	87,75 (18,57)	97,45 (64,4)
5. No trabajan	74,30	0,963 (0,191)	88,48 (17,87)	108,97 (104,2)

^a El tiempo de estudio se expresa en minutos por semana. ^b Vendedores ambulantes, porteadores, zapateros, etcétera.

Nota: Las cifras entre paréntesis son los errores típicos.

un sector a otro. Ésta va desde el 39,5 por ciento en los niños que realizan tareas sencillas de servicios y venta¹¹ al 94,3 por ciento entre los niños que trabajan en la agricultura. El tiempo de escolaridad por edad (TEDAD) varía menos que la tasa de asistencia, si bien esta variable, al igual que el tiempo de estudio en el hogar, arroja una cifra sustancialmente inferior en los niños ocupados en trabajos sencillos.

Hemos realizado, con cada sector profesional, estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios de las regresiones explicativas de la variable TEDAD (que mide el tiempo de instrucción) y del tiempo de estudio en el hogar (que mide el esfuerzo del niño). También hicimos regresiones por el mismo método de los datos agrupados de los diferentes sectores profesionales, adoptando términos de interacción entre las cuatro variables ficticias relativas al sector y las variables «horas de trabajo» y «horas de trabajo al cuadrado»¹². En tres de los cuatro sectores profesionales, ni las «horas de trabajo» ni «las horas de trabajo al cuadrado» tienen un efecto significativo en la medición de la escolaridad por medio de la TEDAD. En el caso de los trabajadores agrícolas, sin embargo, el efecto es destacadamente positivo y, dado que pertenecen a este sector casi el 20 por ciento de los niños trabajadores de 12 a 14 años, explica el coeficiente positivo que arroja la variable «horas de trabajo» en las estimaciones agregadas expuestas más arriba. Las estimaciones de coeficiente ne-

¹¹ Vendedores ambulantes, porteadores, etc.

¹² No reproducimos estas estimaciones por falta de espacio, pero las facilitaremos a quien lo solicite.

gativo de los términos de interacción entre la variable «horas de trabajo al cuadrado» y las variables ficticias relativas al sector profesional indican que si el trabajo se prolonga más allá de un cierto punto perjudica la escolaridad de los niños en todos los sectores profesionales. Las estimaciones desglosadas por sector revelan que los «trabajos ligeros» que autoriza el mencionado artículo 7 del Convenio núm. 138 de la OIT, siempre que no perjudiquen «el aprovechamiento de la enseñanza que reciben» los niños, no deben sobrepasar las 10,54 horas semanales en el sector de los servicios, las tiendas y mercados, ni las 10,88 semanales en la agricultura. Estos topes son un poco inferiores a los calculados por el método de las variables instrumentales con los datos agregados de Sri Lanka, que pasan por alto las diferencias entre sectores.

Conclusión

Los estudios publicados acerca del tema no aportan ninguna conclusión definitiva que esclarezca hasta qué punto el trabajo infantil entorpece la asistencia a la escuela y el aprovechamiento de la enseñanza de los niños de 12 a 14 años de edad. La mayoría de ellos se limita a analizar las causas o determinantes del trabajo infantil, sin abordar sus consecuencias en ámbitos como el de la acumulación de capital humano; y en los pocos estudios publicados acerca de este asunto se pasa por alto el problema de que las estimaciones no tienen en cuenta la endogenidad del trabajo infantil, que nace de la influencia que puede tener el aprovechamiento escolar del niño en la posibilidad de que trabaje.

Gracias a las series de datos recopilados en varios países por el SIMPOC y a unos métodos de estimación innovadores, en el presente estudio hemos examinado la solidez de los cálculos relativos al efecto de las horas de trabajo en la asistencia a la escuela y el aprovechamiento escolar de los niños. La conclusión principal es que el trabajo infantil, aunque dure pocas horas, es nocivo para el desenvolvimiento de la instrucción de los niños, pues va en detrimento de la tasa de asistencia a la escuela y del tiempo de escolaridad. El daño infligido por el trabajo infantil a la instrucción del niño se confirma por el impacto adverso que tienen las horas de trabajo en la alfabetización infantil en Camboya y Namibia¹³. Otro dato que respalda la proposición de que el trabajo infantil es perjudicial para los estudios de los niños es que las horas de trabajo acrecientan significativamente la tasa de abandono escolar de los niños portugueses.

La conclusión de que el trabajo interfiere en la instrucción infantil se ve confirmada con independencia del conjunto de datos examinado, de la ponderación que se haga de los datos, del sexo del niño y del método de

¹³ Si bien esta conclusión no es definitiva, pues la estimación se ha hecho con algunas hipótesis simplificadoras.

estimación adoptado. Una vez incorporada a las estimaciones la posibilidad de que el aprovechamiento escolar del niño influya en la posibilidad de que trabaje, aparecen indicios que agravan el efecto negativo del trabajo infantil en la formación de capital humano. Las estimaciones desglosadas por sexo indican que el impacto marginal del trabajo infantil es más perjudicial para la instrucción de las chicas que para la de los chicos, aunque hay algunas excepciones.

Una excepción significativa a la comprobación de que el trabajo infantil, aunque sea por pocas horas, es perjudicial para la escolaridad surge de los datos de Sri Lanka, que es el único país estudiado en que muchos niños de 12 a 14 años trabajan y asisten a la escuela sin menoscabo de su aprovechamiento escolar. Estos niños pueden trabajar hasta unas 12 o 15 horas semanales sin que disminuyan su tasa de asistencia a la escuela ni sus años de escolaridad. Sin embargo, incluso en Sri Lanka, el aprovechamiento escolar del niño se deteriora enormemente si trabaja más horas.

Si bien en el presente artículo hemos estudiado principalmente el efecto del trabajo infantil en la instrucción del niño, también merecen destacarse otras averiguaciones. Por lo general, los chicos salen peor parados que las chicas en lo que atañe a la duración de su escolaridad. Los niños de hogares en que el cabeza de familia es una mujer y de familias en que los adultos tienen un nivel de estudios bajo suelen tener peor rendimiento que los demás. El que los adultos de la familia sean instruidos es muy beneficioso para la escolaridad infantil, tesis que se confirma sean cuales fueren las variables y los conjuntos de datos estudiados y el método de estimación empleado.

Esta última conclusión aporta una idea sumamente importante para la concepción de los planes políticos en materia de trabajo infantil. Ya que el Convenio núm. 138 de la OIT permite determinados «trabajos ligeros» a los niños desde los 12 o los 13 años, sería conveniente incorporar a estos planes políticos el objetivo de mejorar los niveles de instrucción de sus padres. Unos adultos más instruidos velarán por que sus hijos aprovechen el tiempo en que no están trabajando para estudiar y atenuarán el daño que causa el trabajo a los estudios del niño. Son de señalar, asimismo, otras medidas capaces de mejorar la escolaridad infantil tales como la ubicación de las escuelas cerca del lugar de trabajo del niño, la construcción de infraestructuras que garanticen el abastecimiento de agua, electricidad y otros servicios, promover una enseñanza de mejor calidad, etc.

Por último, señalaremos algunas vías de investigación que se derivan del presente estudio. Primero, y a diferencia de OIT (2002), no hemos distinguido entre trabajo infantil peligroso y no peligroso, ni entre los niños ocupados en «las peores formas de trabajo infantil» y otros trabajadores infantiles. Los resultados podrían variar si se hacen estas distinciones. Segundo, además de entorpecer la asistencia a la escuela,

el trabajo infantil puede tener consecuencias adversas para la salud y el desarrollo del niño. Tercero, en este estudio hemos analizado los efectos de los «trabajos ligeros» en la asistencia a la escuela, sin adentrarnos en el asunto de los resultados escolares del niño. Son tres temas importantes y complejos que merecen investigarse por separado.

Bibliografía citada

- Akabayashi, Hideo, y Psacharopoulos, George. 1999. «The trade-off between child labour and human capital formation: A Tanzanian case study», *Journal of Development Studies* (Londres), vol. 35, núm. 5, págs. 120-140.
- Basu, Kaushik. 1999. «Child labour: Cause, consequence and cure with remarks on international labour standards», *Journal of Economic Literature* (Nashville, Tennessee), vol. 37, núm. 3, págs. 1083-1119.
- , y Tzannatos, Zafiris. 2003. «The global child labour problem: What do we know and what can we do?», *World Bank Economic Review* (Washington), vol. 17, núm. 2 (diciembre), páginas 147-174.
- Heady, Christopher. 2000. *What is the effect of child labour on learning achievement? Evidence from Ghana*. Documentos de trabajo Innocenti, núm. 79. Florencia, Centro de Investigaciones Innocenti del Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF), Octubre.
- Jensen, Peter, y Nielsen, Helena Skyt. 1997. «Child labour or school attendance: Evidence from Zambia», *Journal of Population Economics* (Berlín), vol. 10, págs. 407-424.
- Kanbargi, Ramesh, y Kulkarni, P.M. 1991. «Child work, schooling and fertility in rural Karnataka, India», en Ramesh Kanbargi (director): *Child labour in the Indian subcontinent*. Nueva Delhi, Sage, págs. 125-163.
- OIT. 2002. *Every child counts: New global estimates on child labour*. Ginebra.
- Patrinos, Harry Anthony, y Psacharopoulos, George. 1997. «Family size, schooling and child labour in Peru – An empirical analysis», *Journal of Population Economics* (Berlín), vol. 10, págs. 387-405.
- , y —. 1995. «Educational performance and child labour in Paraguay», *International Journal of Educational Development* (Oxford), vol. 15, núm. 1, págs. 47-60.
- Psacharopoulos, George. 1997. «Child labour versus educational attainment: Some evidence from Latin America», *Journal of Population Economics* (Berlín), vol. 10, págs. 337-386.
- Ravallion, Martin, y Wodon, Quentin. 2000. «Does child labour displace schooling? Evidence on behavioural responses to an enrolment subsidy», *Economic Journal* (Oxford), vol. 110, núm. 462, págs. C158-C175.
- Ray, Ranjan. 2002. «The determinants of child labour and child schooling in Ghana», *Journal of African Economies* (Oxford), vol. 11, núm. 4 (diciembre), págs. 561-590.
- . 2000a. «Analysis of child labour in Peru and Pakistan: A comparative study», *Journal of Population Economics* (Berlín), vol. 13, núm. 1, págs. 3-19.
- . 2000b. «Child labour, child schooling and their interaction with adult labour: Empirical evidence for Peru and Pakistan», *World Bank Economic Review* (Washington), vol. 14, núm. 2, págs. 347-367.
- . 2000c. «Poverty, household size and child welfare in India», *Economic and Political Weekly* (Bombay), vol. 35, núm. 39 (23 de septiembre), págs. 3511-3520.
- , y Lancaster, Geoffrey. 2004. *The impact of children's work on schooling: Multi-country evidence based on SIMPOC data*. Documento de trabajo del Programa Internacional

para la Erradicación del Trabajo Infantil (IPEC). Ginebra, OIT. Se encuentra también en <<http://www.ilo.org/public/english/standards/ipec/publ/policy/index.htm>>.

- Rosati, Furio Camillo, y Rossi, Mariacristina. 2001. *Children's working hours, school enrolment and human capital accumulation: Evidence from Pakistan and Nicaragua*. Proyecto de investigación conjunto de la OIT, el UNICEF y el Banco Mundial titulado «Understanding Children's Work». Florencia, Centro de Investigaciones Innocenti del UNICEF. Octubre.
- Singh, Kusum. 1998. «Part-time employment in high school and its effect on academic achievement», *Journal of Educational Research* (Washington), vol. 91, núm. 3, págs. 131-139.
- Stewart, Jan, y Gill, Len. 1998. *Econometrics*. Segunda edición. Londres, Prentice Hall.