

Vol. 17, Núm. 2, 2015

Trabajo infantil y logro escolar en América Latina –los datos del SERCE

Child Labor and School Achievement in Latin America –The SERCE data

Rubén Alberto Cervini (*) racervini@fibertel.com.ar

* Universidad Nacional de Quilmes

(Recibido: 2 de septiembre de 2013; Aceptado para su publicación: 12 de enero de 2015)

Cómo citar: Cervini, R. A. (2015). Trabajo infantil y logro escolar en América Latina –los datos del serce. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 17(2), 130-146. Recuperado de <http://redie.uabc.mx/vol17no2/contenido-cervini.html>

Resumen

En América Latina un porcentaje importante de los alumnos de educación primaria realiza trabajos no escolares, con localización e intensidades diferentes. Con base en los datos del Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo [SERCE] (2007), este artículo usa modelos multinivel bivariados para determinar la asociación entre trabajo infantil y desempeño del alumno de sexto grado en las pruebas de Matemática y Lectura, controlando por el nivel socioeconómico del alumno y de la escuela. Se analiza también la variabilidad de esa asociación en tres niveles de agrupamiento: país, escuela y alumno. Se constata que el trabajo infantil tiene un efecto perjudicial sobre el aprendizaje escolar y que la intensidad de ese efecto varía entre las escuelas y los países, indicando diferencias en el grado de equidad respecto del trabajo infantil.

Palabras clave: Trabajo infantil, logro escolar, educación primaria, América Latina, análisis multinivel.

Abstract

In Latin America, a significant percentage of students in primary school engage in non-school work in different locations and intensities. Based on the SERCE data, this article uses multi-level bivariate models to determine the associations between location and intensity of child labor, and student performance in math and reading tests at the end of primary school. It also analyzes the randomness of such associations at each nesting level (country, school and student). Even after controlling for exogenous factors, the child's work have a negative effect on student learning and the intensity of this effect varies between schools and countries, indicating differences in the degree of equity regarding child's labor.

Keywords: Child labor, school achievement, primary education, Latin America, multilevel analysis.

I. Introducción

Uno de los indicadores que expresa con mayor fidelidad los niveles de pobreza e injusticia social extrema es el trabajo infantil. Con base en los datos del Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo [SERCE] (2007), un reciente artículo (Román y Murillo, 2013) constató una alta incidencia del trabajo infantil en países de América Latina, considerando lugar (en y fuera de casa), intensidad horaria, días semanales y remuneración. Por otra parte, un conjunto de investigaciones realizadas en países de la región (López-Calva, 2006) ha demostrado que los principales determinantes del trabajo infantil son la pobreza, el salario, la tasa de desempleo adulto, la escolaridad del jefe del hogar, el tamaño familiar y el marco legal. Investigaciones en diversos países han constatado además, efectos negativos de las actividades laborales del niño sobre algunos de los aspectos de su bienestar futuro (Beegle, Dehejia, Gatti y Krutikova, 2008; Lee y Orazem, 2010; Roggero, Mangiaterra, Bustreo y Rosati, 2007).). Esto hace del trabajo infantil uno de los principales mecanismos de reproducción intergeneracional de la pobreza y, por tanto, un tema clave para la construcción de una sociedad más justa e igualitaria.

La relación entre escolarización y trabajo infantil ha sido un extendido objeto de atención. Así, por ejemplo, el Statistical Information and Monitoring Programme on Child Labour (SIMPOC) ha promovido diagnósticos sobre esta relación en diversos países. Mientras algunos han estimado poco efecto perjudicial (Ravallion y Wodon, 2000); otros han mostrado que la simple participación laboral desincentiva la escolarización (Abler, Rodríguez y Robles, 1998; Akabayashi y Psacharopoulos, 1999; Nielsen, 1998) o la regularidad de la asistencia a la escuela (Boozer y Suri, 2001). Por su parte, Heady (2000) encontró que, según el contexto, es la extensión del tiempo de trabajo lo que incide en la escolarización.

El significado de la relación entre escolarización y trabajo infantil depende de los niveles de escolarización. Dado que en América Latina las tasas de escolarización en primaria son altas, llegando a 98% en el área urbana (Sistema de Información de Tendencias Educativas en América Latina, 2013), es muy probable que la mayoría de los niños trabajadores asista a la escuela. Entonces, la sola escolarización no es un indicador apropiado para reflejar todo el daño causado por el trabajo infantil.

Por eso se han desarrollado estudios focalizados en indicadores más próximos al desempeño escolar del alumno. De esta forma, se han constatado efectos negativos en los años de escolarización en Venezuela y Bolivia (Psacharopoulos, 1997), en repetición escolar en Paraguay (Patrinós y Psacharopoulos, 1995), en atraso escolar en México (Knaul y Parker, 1998) y Argentina (Crosta, 2006) y en desfase etario en Nicaragua (Rosati y Rossi, 2001) y varios países de América Latina (Sedlacek, Duryea, Ilahi y Sasaki, 2005).

Algunos de esos estudios advierten que la correlación entre trabajado infantil y educación no es causal porque la decisión familiar de escolarizar y enviar el niño a trabajar es simultánea. Para superar el problema se requiere el diseño longitudinal o el uso de variables “instrumento”. Aun cumpliendo alguna de esas condiciones, se ha visto, por ejemplo, que cuantas más horas trabaja el niño mayor será su probabilidad de no asistir regularmente a la escuela, atrasarse, repetir de año o no terminar la primaria (Beegle, Dehejia y Gatti, 2004; Buonomo Zabaleta, 2011; Rosati y Rossi, 2001; Sedlacek, Duryea, Ilahi y Sasaki, 2005).

Ninguno de los estudios anteriores ha abordado el aprendizaje escolar. Algunos trabajos han utilizado como “proxy” las respuestas de miembros familiares a una encuesta poblacional. Así, se ha constatado que la competencia del niño en lectura disminuye con las horas de trabajo (Akabayashi y Psacharopoulos, 1999) y que este efecto aumenta cuando se utilizan variables

instrumento para contornear el posible problema de “endogeneidad”¹ (Ray y Lancaster, 2003). Basados también en estudios poblacionales pero con aplicación de pruebas de Matemática y Lengua, se ha constatado que “horas trabajadas” y “trabajar fuera de casa”, y no simplemente “estar trabajando”, son los factores que tienen los mayores efectos negativos significativos (Dumas, 2008; Heady, 2000); pero trabajar para la familia no reduce el efecto negativo del trabajo; el trabajo afecta mucho más a Matemática que a Lengua; una parte importante del efecto es indirecto, vía años de escolarización y asistencia actual a la escuela (Heady, 2000).

Estos últimos estudios, sin embargo, no abordan el efecto del trabajo infantil en el interior del sistema educativo, enfoque relevante cuando “trabajo infantil” no es sinónimo de “exclusión escolar”. En esta línea, análisis realizados con datos del LLECE (2001), referidos a alumnos de 3o. y 4o. grado (Sánchez, Orazem y Gunnarsson, 2005), y del Trends in International Mathematics and Science Study (TIMSS) de 1995, sobre los alumnos de 7o. y 8o. de los países más pobres de la muestra (Orazem y Gunnarsson, 2003), concluyen que el efecto negativo del trabajo infantil sobre el rendimiento aumenta con las horas de trabajo, cuando el niño trabaja fuera de casa y cuanto más inferior sea el grado escolar que cursa.

Aunque estos trabajos constituyen un avance, pueden destacarse algunas carencias. En primer lugar, al igual que el resto de los trabajos ya comentados, no utilizan la técnica de análisis estadístico por niveles múltiples, más apropiada para estructuras anidadas de datos como los provenientes del sistema educativo. En segundo lugar, y debido a ello, no exploran el “efecto composición”² ni la posible variación del efecto del trabajo infantil entre las escuelas. Además, se basan en datos transversales y, por tanto, no pueden resolver el problema de endogeneidad.

De todas formas, estudios con diseño longitudinal, en años escolares más avanzados (8o.-10o.), han constatado que el efecto del trabajo o del número de horas trabajadas persiste sobre el logro subsiguiente en Matemática (Post y Pong, 2000; Singh, 1998), que tiene un efecto negativo significativo sobre el progreso y que, por tanto, “estudiantes con similar nivel socioeconómico y logro previo es más probable que tengan menor logro si trabajan más horas durante el año escolar” (Singh, 1998, p. 137). En el nivel secundario las horas trabajadas también tienen efecto negativo sobre el progreso, medido con pruebas estandarizadas (Payne, 2003) o con el promedio de calificaciones acumuladas desde 9o. a 12o. (Quirk, Keith y Quirk, 2002).

Sin embargo, esos estudios longitudinales no utilizaron modelos multinivel, más apropiado para estimar el efecto del trabajo infantil en el sistema educativo. No obstante, un estudio longitudinal y con análisis multinivel determinó que el trabajo infantil afecta no sólo el logro, sino también el progreso de aprendizaje; no existen diferencias significativas entre las escuelas respecto del efecto del trabajo infantil; la diferencia trabaja/no trabaja no varía según el progreso de aprendizaje de los que no trabajan en la escuela; a mayor proporción de alumnos trabajadores en las escuelas, menor será el progreso promedio obtenido por todos los alumnos. Estos efectos del trabajo infantil continúan siendo significativos aun controlados por las características socioeconómicas del alumno y de la escuela.

En general, entonces, cuando se usan diseños longitudinales o variables instrumento, los coeficientes estimados del trabajo infantil se mantienen o aumentan respecto de los obtenidos con diseños transversales, es decir, estos últimos subestimarían el efecto real de trabajo infantil (Post y Pong, 2009).

¹ El trabajo infantil puede afectar el rendimiento escolar, pero a su vez, es posible que la entrada temprana al mercado laboral sea una consecuencia del rendimiento escolar, dado que las familias tenderán a enviar al trabajo a los hijos que demuestren menor aptitud escolar.

² Se entiende por efecto “composición” la incidencia de una medición grupal (Ejemplo. composición socioeconómica del alumnado), siempre que se considere simultáneamente la variable individual a la que se refiere (Goldstein, 1995; Nuttall, Goldstein, Prosser y Rasbash, 1989).

Por otra parte, un reciente estudio con datos del SERCE (Post, 2011) aduce correctamente que el posible sesgo de auto-selección institucional (los pobres van a las peores escuelas) no es considerado en la mayoría de los estudios que usan técnicas correlacionales tradicionales, llevándolos “a atribuir el bajo nivel de logro de los alumnos trabajadores a sus actividades laborales cuando la falla yace realmente en la baja calidad de la escuela de los alumnos trabajadores” (Post, 2011, p. 268). Para controlarlo, el autor utiliza modelos multinivel y especifica el tipo de escuela, sus recursos escolares y algunas características del docente. Sin embargo, no incluye la composición socioeconómica de la escuela, variable cuyo efecto se superpone en gran medida con numerosas variables relativas a la escuela, de acuerdo con un estudio basado en los datos del SERCE.

El objetivo general de este trabajo es determinar las relaciones entre distintos aspectos del trabajo infantil y los puntajes obtenidos en pruebas estandarizadas de Matemática y de Lectura aplicadas a alumnos de 6o. grado de algunos países de América Latina. Para ello, se analizan los datos del SERCE con modelos multinivel bivariados. Este objetivo supone dar respuesta a las siguientes preguntas relativas a Matemática y Lectura:

- ¿Cuál es el efecto total del trabajo infantil sobre el rendimiento del alumno?
- ¿Ese efecto varía entre escuelas y países?
- ¿El grado de concentración de trabajo infantil en la escuela incide sobre el rendimiento del alumno?
- ¿El efecto del trabajo infantil se mantiene cuando se controla el nivel socioeconómico del alumno y la composición socioeconómica de la escuela?

II. Metodología

En este estudio, la conformación de la base de datos y la definición de las variables sigue una estrategia diferente de la adoptada por el LLECE (2010). Las ventajas respecto de la recuperación de información perdida, la validez de contenido y la eficacia de los predictores han sido demostradas y expuestas en otro trabajo.

Todos los datos analizados en esta investigación provienen de las pruebas de Matemática y Lengua, y de los cuestionarios para el alumno (QA6) y para la Familia (QF), aplicados en el SERCE. Ambos cuestionarios son extensos y cubren muy variados y diferentes conceptos y escalas de respuesta (OREALC/UNESCO, 2008; 2010).

La base de datos analizada comprende 83,159 alumnos en 2,422 escuelas de 16 países y el estado de Nuevo León (México). Todos los alumnos considerados han respondido a la pregunta 15 (*Además de asistir a la escuela, ¿trabajas?*) del cuestionario del alumno (QA6), y un gran porcentaje de ellos (82%) cuenta con el cuestionario de la familia (QF6). Del total de alumnos, 2,229 no cuentan con la prueba de Matemática, y 2,611 con la de Lectura. La técnica de análisis utilizada subsana esta falencia.

2.1 Variables

Las variables “educación de los padres” y “bienes/servicios” se construyen con los datos del QF6 y, cuando éste falta, se recurre al QA6. Todas las variables de trabajo infantil se extraen del QA6.

2.2.1. Trabajo infantil

- Trabaja en la casa: trabaja en la casa=1; otra=0.
- Trabaja fuera de casa: trabaja fuera de casa=1; otra=0.

- Días semanales de trabajo: de No trabaja=0; 1 día=1; 2 días=2; 3 días=3; 4 días=4; 5 días=5; 6 días=6; 7 días=7.
- Promedio de días semanales de trabajo en la escuela.
- Horas diarias de trabajo: de No trabaja=0; 1 hora=1; 2 horas=2; 3 horas=3; 4 horas o más=4.
- Promedio en la escuela de las horas trabajadas por los alumnos.

2.2.2 Variables de “control”

- Bienes y servicios en el hogar: suma de luz eléctrica, desagüe, teléfono, servicio de TV pagada, computadora, radio, Internet, refrigerador, lavadora de ropa, automóvil propio, motocicleta (Sí=1; No=0). Estos ítems figuran en ambos cuestionarios.
- Promedio en la escuela de los bienes y servicios en el hogar de los alumnos.
- Suma de la educación de ambos padres:
QF6: No estudió=1; Primaria incompleta=2; Primaria completa=3; Secundaria incompleta=4; Secundaria completa=5; Universitaria incompleta=6; Universitaria completa=7.
QA6: Analfabeto=1; Alfabeto=2; Primaria=3; Secundaria=4; Universitaria=5.
Para la imputación, ambas variables fueron estandarizadas.
- Promedio de la educación de los padres de los alumnos en la escuela.

2.2 Técnica de análisis

Los datos se analizan con modelos multinivel bivariados (Matemática y Lectura), una técnica correlacional adecuada para el análisis de mediciones con estructura anidada jerárquicamente; en nuestro caso, individuos (puntaje del alumno en la prueba), miembros de grupos (escuela) que forman parte de otro nivel de agregación (país). La técnica permite descomponer la variación total de los puntajes de las pruebas en sus componentes: “intra-escuela”, “inter-escuela” e “interpaís” y a continuación, estimar las asociaciones entre variables en esos niveles de agregación. El modelo se compone de una parte fija, donde se encuentran los parámetros que representan las relaciones entre el desempeño en las pruebas y los factores considerados, y una parte aleatoria, donde se estima la variación de los parámetros en cada nivel de agregación

Multinivel bivariado. Los resultados en Lectura y Matemática se analizan simultáneamente a través de modelos multinivel bivariados, con dos variables-respuesta para cada unidad de análisis, tratadas como parte de un sistema único de ecuaciones.

Las principales ventajas son: (i) permite estimar directamente en la misma base de datos la forma y la magnitud de la correlación entre los resultados de ambas pruebas; (ii) habilita la comparación directa de la fuerza de la relación entre cada predictor y los resultados en ambas pruebas; (iii) no requiere criterios de ponderación (pesos relativos) de cada uno de los desempeños y (iv) permite obtener estimaciones eficientes aun cuando haya “casos perdidos” en Matemática o Lectura, dado que cuando falta la información de alguna de las dos pruebas se le imputa un valor estimado con base en sus covarianzas.

El nivel 1 sólo define la estructura bivariada y dentro de él no hay variación. Para ello, se crean dos variables *dummy* que indican cuál de las dos variables-respuesta está presente (z_1 : 1=lectura; 0=matemática; z_2 : 1- z_1). La parte fija del modelo multinivel bivariado, sin ningún predictor (modelo “vacío”), se especifica así:

$$\text{resp}_{1jkl} \sim N(XB, \Omega)$$

$$\text{resp}_{2jkl} \sim N(XB, \Omega)$$

$$\text{resp}_{1jkl} = \beta_{0jkl} \text{cons.mate}_{ijkl}$$

$$\beta_{0jkl} = \beta_0 + f_{0l} + v_{0kl} + u_{0jkl}$$

$$\text{resp}_{2jkl} = \beta_{1jkl} \text{cons.lect}_{ijkl}$$

$$\beta_{1jkl} = \beta_1 + f_{1l} + v_{1kl} + u_{1jkl}$$

Donde resp_{1jkl} y resp_{2jkl} refieren a los desempeños en Matemática y Lectura, respectivamente, del alumno j , en la escuela k del país l ; cons.mat y cons.lect son constante=1 para cada puntaje de Matemática y Lectura, respectivamente; β_{0jkl} y β_{1jkl} son parámetros asociados a cons.mat y cons.lect , respectivamente, compuestos por los logros promedios estimados (parte fija) en matemática (β_0) y lectura (β_1), y por los residuos en los niveles país, escuela y alumno en Matemática (f_{0l} , v_{0kl} y u_{0jkl}), y Lectura (f_{1l} , v_{1kl} y u_{1jkl}), cuyas varianzas respectivas en Matemática ($\sigma_{f_1}^2, \sigma_{v_1}^2$ y $\sigma_{u_1}^2$) y Lectura ($\sigma_{f_0}^2, \sigma_{v_0}^2$ y $\sigma_{u_0}^2$) son cantidades aleatorias, no correlacionadas, normalmente distribuidas, con media=0 y cuyas varianzas han de estimarse en la parte aleatoria del modelo, ajustando también la matriz de covarianza por Matemática y Lectura en los tres niveles. Formalmente:

$$\begin{bmatrix} f_{0l} \\ f_{1l} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_f) : \Omega_f = \begin{bmatrix} \sigma_{f_0}^2 & \\ & \sigma_{f_1}^2 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} v_{0kl} \\ v_{1kl} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_v) : \Omega_v = \begin{bmatrix} \sigma_{v_0}^2 & \\ & \sigma_{v_1}^2 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} u_{0jkl} \\ u_{1jkl} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = \begin{bmatrix} \sigma_{u_0}^2 & \\ & \sigma_{u_1}^2 \end{bmatrix}$$

Donde además de las varianzas, se especifican también σ_{f_01} , σ_{v_01} y σ_{u_01} , las covarianzas entre Matemática y Lectura en los niveles país, escuela y alumno, respectivamente. El significado de cada uno de los parámetros a ser estimado cuando se incluyan predictores en este modelo inicial será explicado junto con la exposición de los resultados obtenidos.

El análisis se desarrolla en los siguientes pasos: (i) descomposición de las varianzas totales de Matemática y Lectura en los tres niveles (modelo vacío); (ii) estimación del efecto de cada una de las variables individuales del alumno relativas al trabajo; (iii) evaluación de la aleatoriedad del efecto del trabajo infantil; (iv) determinación del efecto total del trabajo infantil (efecto bruto); (v) determinación del modelo control; y (vi) determinación del efecto ajustado del trabajo infantil (efecto trabajo infantil neto).

III. Resultados

3.2 Trabajo infantil y desempeño en Matemática y Lectura

Modelo vacío bivariado. Son las estimaciones de las medias globales de Matemática y Lectura (parte fija) y la estimación de la varianza total de ambas pruebas y sus descomposiciones en los tres niveles. Los promedios de Matemática y Lectura son 498.891 y 498.041, respectivamente. En la parte aleatoria los resultados son:

	Matemática	Lectura
	(f_0)	(f_1)
<i>País</i>	$\begin{bmatrix} f_{0i} \\ f_{1i} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_f) : \Omega_f = \begin{bmatrix} 2699.425(934.958) & \\ 2170.826(781.893) & 2031.722(704.356) \end{bmatrix}$	
<i>Escuela</i>	$\begin{bmatrix} v_{0ki} \\ v_{1ki} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_v) : \Omega_v = \begin{bmatrix} 3010.195(97.513) & \\ 2487.878(85.209) & 2654.560(86.900) \end{bmatrix}$	
<i>Alumno</i>	$\begin{bmatrix} u_{0jki} \\ u_{1jki} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = \begin{bmatrix} 6677.865(33.684) & \\ 3106.893(26.173) & 6523.047(32.972) \end{bmatrix}$	
Varianzas totales	12387,485	11209,329

Las escuelas difieren notablemente entre sí respecto de los promedios alcanzados por sus alumnos, tanto en Matemática ($\sigma^2_{v1}=3010.195$) como en Lectura ($\sigma^2_{v0}=2654.560$). Estas variaciones representan 24.3% y 23.7% de la variación total en Matemática y en Lectura, respectivamente, y pueden interpretarse como el efecto “bruto” de la escuela sobre el nivel de rendimiento de los alumnos (coeficiente de correlación intra-clase). También las diferencias entre países son notablemente significativas: 2699.425 y 2031.722, representando 21.8% y 18.1% de la variación total en Matemática y Lectura, respectivamente.

Los términos de covarianza en los niveles escuela (2487.878) y país (2170.826) también son significativos y relativamente altos respecto de las varianzas correspondientes. Con base en esas estimaciones, los coeficientes de correlación entre los interceptos correspondientes en los niveles escuela y país son positivos y notablemente altos (0.87 y 0.92, respectivamente) y por tanto, significativos al 1 por mil. Entonces, a medida que sube el desempeño promedio en una prueba, también sube en la otra prueba. El desempeño promedio de los alumnos de una escuela en matemática predice el rendimiento promedio obtenido por esos alumnos en lectura, y viceversa. Si el rendimiento promedio de una escuela en matemática está por arriba del promedio estimado para todas las escuelas, en lectura alcanzará, muy probablemente, un promedio que también estará por encima del promedio global de esa materia. La misma inferencia vale para el nivel país.

Análisis del trabajo infantil. De los cuatro indicadores de trabajo infantil considerados, el trabajo dentro y fuera de casa se incluyen simultáneamente en el modelo anterior, mientras que los dos restantes se incorporan uno a la vez y se recalculan los coeficientes. En la Tabla I se presentan los resultados obtenidos.

Tabla I. Coeficientes de modelos multinivel -Trabajo infantil- Matemática y Lectura, SERCE 2007

VARIABLES TRABAJO INFANTIL	Modelos Matemática	Modelos Lectura
Trabaja en la casa (1/0)	-12.910*	-16.218*
Trabaja fuera de casa (1/0)	-14.903*	-22.953*
Días semanales de trabajo	-3.047*	-4.369*
Horas diarias de trabajo	-4.113*	-6.206*

(*) $p \leq 0.001$

Todos los predictores resultan estadísticamente significativos ($p > 0.001$). Dadas las definiciones de trabajar en y fuera de casa (variables *dummies*), sus coeficientes respectivos indican, en cada caso, las distancias entre los puntajes promedio de los alumnos que no trabajan y los que sí lo hacen, dentro o fuera de casa. Como era esperable, las mayores distancias se registran en los alumnos que trabajan fuera de casa, cuyos promedios en matemática y en lectura son 14.903 y 22.953 puntos menores que los de los alumnos que no trabajan, con promedios cercanos a 505. Por otro lado, es importante observar que, aun cuando el niño trabaje dentro de casa, las diferencias de rendimiento con los que no trabajan se mantienen altamente significativas.

La cantidad de días semanales y de horas diarias que el alumno declara trabajar son predictores bien ajustados respecto de los resultados en ambas pruebas. Entonces, cuanto más días por semana y/u horas diarias de trabajo, menor será el desempeño esperado. Estos coeficientes reflejan, por ejemplo, que el promedio en lectura de los alumnos que no trabajan (=533) se distancia 46 puntos de los que lo hacen 2 horas diarias (=487) y 72 puntos de los que declaran trabajar 4 horas o más (=461).

Por último, los coeficientes respectivos son más elevados en Lectura que en Matemática: el trabajo infantil afecta la distribución de los aprendizajes en ambas materias, pero lo hace con mayor fuerza en la primera.

Aleatoriedad del efecto del trabajo infantil. Hasta aquí, se ha supuesto que el efecto de cada indicador de trabajo infantil es fijo a lo largo de todas las escuelas y países. Ahora investigaremos si existe variación significativa. Por restricciones de espacio, se presentan y discuten sólo los resultados de "días semanales de trabajo" (*días*). Para ello, se calculan primero todos los coeficientes del modelo que contiene a *días* como único predictor en la parte fija y sin aleatorización. A continuación, se introduce *días* como coeficiente aleatorio en cada uno de los niveles (alumno, escuela, país), y se recalcula la matriz de covarianza. Los resultados de ambos modelos iniciales permitieron constatar que la covarianza entre el *días* y el rendimiento promedio en el nivel país (6.353), y la covarianza entre los efectos de *días* en Matemática y Lectura (-1.455) eran no significativos.³ Por tanto, se extraen ambos términos y se recalculan nuevamente los parámetros. A continuación se presentan y comentan las nuevas estimaciones.

³ Las estimaciones completas de los dos modelos pueden ser solicitadas a los autores.

En el nivel alumno se obtienen los siguientes resultados:

	Matemática		Lectura
	(μ_0)		(μ_1)

$$\begin{bmatrix} \mathcal{U}_{0kl} \\ \mathcal{U}_{1kl} \\ \mathcal{U}_{2kl} \\ \mathcal{U}_{3kl} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_u) : \Omega_u = \begin{bmatrix} 6618.848(33.522) & & & \\ 3022.921(25.793) & 6425.617(32.619) & & \\ -47.114(5.805) & 0 & 0 & \\ 0 & -64.065(5.529) & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Donde el orden de los términos aleatorios es el intercepto de matemática (μ_0) y de lectura (μ_1), seguido por el término *días* en relación a Matemática (μ_2) y a Lectura (μ_3). Los términos (μ_2) y (μ_3), entonces, indican las variaciones de los interceptos –promedios de Matemática y Lectura, respectivamente-, según *días*. En este modelo se omiten las varianzas del efecto de *días* en ambas pruebas y los términos de covarianza correspondientes.

Las variaciones de los rendimientos no son constantes en los diferentes días semanales de trabajo. Ambas covariaciones individuales son significativas y tienen el mismo sentido (-). Dada la definición de la variable *días* y el signo (-) de la covarianza, se infiere que a medida que aumenta *días*, las varianzas de los puntajes en Matemática y Lectura son menores. Es decir, los niños que más trabajan logran desempeños más bajos y, además, más homogéneos. Por otra parte, el término de covarianza *días*/matemática (-47.114) es notablemente inferior al de lectura (-64.065). Por lo tanto, la conclusión anterior es más acentuada en lectura.

En el nivel escuela se había supuesto que el efecto de *días* era fijo, constante a lo largo de todas las escuelas. Ahora ese término se introduce como coeficiente aleatorio y se reestiman los coeficientes. En los cálculos realizados, las covarianzas entre el puntaje promedio en cada prueba y el efecto de *días* en la otra prueba se asumen igual a 0 (cero), dado su poco interés interpretativo. Los resultados obtenidos son los siguientes:

	Matemática	Lectura	días*mat	días*lect.
	(v_0)	(v_1)	(v_2)	(v_3).

$$\begin{bmatrix} \mathcal{V}_{0kl} \\ \mathcal{V}_{1kl} \\ \mathcal{V}_{2kl} \\ \mathcal{V}_{3kl} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_v) : \Omega_v = \begin{bmatrix} 2809.580(91.753) & & & \\ 2280.341(78.742) & 2421.762(79.761) & & \\ -17.164(4.215) & 0 & 2.780(0.902) & \\ 0 & -20.602(3.875) & 0 & 2.726(0.871) \end{bmatrix}$$

Donde el orden de los términos aleatorios es el intercepto de matemática (v_0) y de lectura (v_1), seguido por las diferencias por *días* para Matemática (v_2) y Lectura (v_3).

Estas estimaciones permiten extraer varias conclusiones. En primer lugar, el efecto de los días semanales de trabajo varía significativamente de escuela en escuela, tanto en Matemática (2.726) como en Lectura (2.743). Entonces, las escuelas difieren respecto de su capacidad para acortar la distancia entre quienes trabajan más o menos horas. El coeficiente de la covarianza entre los

efectos de *días* sobre ambas pruebas es no significativo, por lo que no hay indicios de correlación entre las (in)equidades respecto del trabajo infantil en el aprendizaje de la Matemática y de la Lectura. Por tanto, las escuelas más (in)equitativas en Matemática no necesariamente lo son en Lectura.

En segundo lugar, las varianzas entre-escuela de los puntajes promedio de Matemática (2809.580) y Lectura (2421.762) han disminuido respecto de las estimadas en el modelo sin aleatorización, es decir, a medida que crece el trabajo infantil disminuye la variación de los promedios de las escuelas. Las escuelas son más homogéneas cuanto mayor sea la presencia relativa de niños trabajadores.

Finalmente, las covarianzas entre el efecto de *días* y la habilidad promedio en Matemática (-17.164) y Lectura (-20.602) resultan significativas. Por lo tanto, el efecto de *días* disminuye a medida que la habilidad promedio de la sección aumenta. De dos alumnos “laboralmente” similares, el que esté en una sección de más alta habilidad promedio en Matemática tiene mayor probabilidad de obtener una habilidad más alta en esa prueba. Esto mismo sucede con el desempeño en lectura.

En el nivel país, los resultados de la aleatorización del efecto de *días* son los siguientes:

	Matemática	Lectura	días*mat.	días*lect
	(f ₀)	(f ₁)	(f ₂)	(f ₃).

$$\begin{bmatrix} f_{0i} \\ f_{1i} \\ f_{2i} \\ f_{3i} \end{bmatrix} \sim N(0, \Omega_f) : \Omega_f = \begin{bmatrix} 2017.387(607.846) & & & \\ 1725.640(609.049) & 1865.186(645.552) & & \\ -14.267(5.346) & 0 & 2.123(0.735) & \\ 0 & 0 & 2.317(0.900) & 3.033(1.193) \end{bmatrix}$$

Donde el orden de los términos aleatorios es el intercepto de Matemática (f₀) y de Lectura (f₁), seguido por las diferencias por *días* para Matemática (f₂) y Lectura (f₃).

Las oscilaciones inter-país de los efectos de *días* sobre Matemática (2.123) y sobre Lectura (3.033) son estadísticamente significativas. Existen países más equitativos que otros respecto de la capacidad para compensar los efectos del trabajo infantil. En la Figura 1 se puede visualizar la variación de las pendientes de las líneas que representan la relación entre *días* y el desempeño en la prueba de lectura. La covarianza entre los efectos de *días* sobre el desempeño en ambas pruebas (2.317) es asimismo significativa: los países más equitativos respecto del trabajo infantil en matemática también tenderán a serlo en lectura. En efecto, la correlación estimada entre ambos términos es extremadamente alta (0.93).

Las covarianzas entre el efecto de *días* y la habilidad promedio en Matemática (-14.267) también resulta significativa (Corr= -0.26). Por lo tanto, el efecto de *días* disminuye a medida que aumenta la habilidad promedio del país en matemática. Entonces, a igualdad en la condición laboral, la probabilidad de obtener una habilidad más alta en esa disciplina depende en parte, del país de pertenencia. No se puede afirmar lo mismo con respecto a Lectura, dado que el coeficiente correspondiente (6.132) y la correlación estimada (= 0.08) son no significativos.

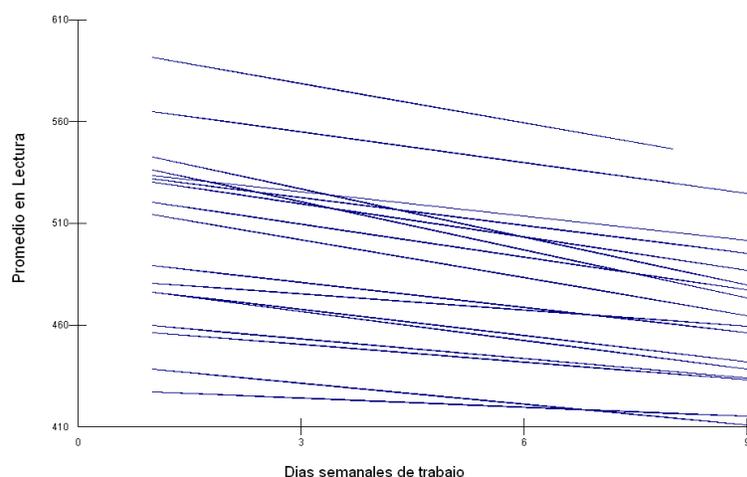


Figura 1. Días de trabajo y promedio en Lectura en algunos países de América Latina

Finalmente, las varianzas entre-países de los puntajes promedio de Matemática (2017.387) han disminuido notablemente respecto de las estimadas en el modelo sin aleatorización (=2535.854). Por tanto, aquella varianza se explica, en parte, por las variaciones detectadas por el modelo con aleatorización. Esta inferencia, sin embargo, no es extensible a Lectura.

El efecto total del trabajo infantil. Para evaluar el efecto total bruto del trabajo infantil, los cuatro indicadores se incorporan simultáneamente y se recalculan los coeficientes. Los resultados se presentan en la Tabla II, columnas a y c. Ahora, el efecto de cada indicador está controlado por los tres restantes. En consecuencia, todos los coeficientes anteriores caen abruptamente. Ello refleja un cierto grado de superposición entre esos predictores.

Tabla II. Coeficientes y varianzas residuales (%) de modelos multinivel - Efecto total del trabajo infantil- Matemática y Lectura, SERCE 2007

Variables y niveles	Modelos matemática		Modelos lectura	
	(a)	(b)	(c)	(d)
Variabes				
Trabaja en la casa	-5.042*	-2.991*	-1.241	---
Trabaja fuera de casa	-3.223	---	0.034	---
Días semanales de trabajo	-1.846*	-1.870*	-2.700*	-2.594*
Horas diarias de trabajo	-1.170*	-1.489*	-3.319*	-2.916*
Días promedio en la escuela	---	-7.216*	---	-7.613*
Horas promedio en escuela	---	-12.739*	---	-15.979*
Niveles				
País (%)	---	14,3	---	10,2
Escuela (%)	---	20,4	---	17,5
Alumno (%)	---	53,6	---	57,6

(*) $p \leq 0.001$

Algunas observaciones parecen relevantes. La variable trabajar fuera de casa pierde significación porque esa situación laboral está casi siempre asociada a mayores horas diarias y a más días semanales de trabajo. Por tanto, su inclusión se torna prescindible para el análisis cuando estas dos últimas son consideradas. Trabajar en casa se torna también prescindible, pero solo en lectura. Se concluye entonces, que días y horas de trabajo son los aspectos del trabajo infantil más efectivos y que mejor predicen el nivel de aprendizaje escolar. Además, cada uno tiene efecto propio, dado que se mantiene significativo aun cuando está siendo controlado por el otro.

Hasta aquí, el análisis ha considerado sólo características propias del alumno individual. Sin embargo, esas mismas variables pueden ser transformadas en indicadores de contexto. Consideraremos los promedios de días y horas trabajadas por los alumnos de cada escuela. Se las incluye en el modelo anterior y se recalculan los coeficientes. Los resultados se presentan en el Cuadro II, columnas b y d.

Ambos indicadores de contexto laboral resultan significativos y por tanto, puede afirmarse que existe efecto contextual del entorno inmediato de aprendizaje del alumno. Cuanto más alto sea (el promedio de) trabajo infantil, más bajo será su desempeño promedio de la escuela. La mayor incidencia de trabajo infantil en el aula afecta a todos los alumnos del grupo, más allá del efecto de cada una de las características laborales del alumno individual. Entonces, de dos alumnos en la misma situación laboral, aquel que se encuentre en una escuela de mayor concentración de trabajo infantil tendrá mayor probabilidad de obtener un desempeño más bajo en ambas asignaturas. Según la composición laboral del alumnado, cambiarán las probabilidades de obtener más altos (o bajos) desempeños.

La inclusión de estas dos variables produce un descenso importante de las variaciones en los niveles escuela y país. Ahora, las variaciones residuales entre escuelas representan 20,4% y 17,5% de las variaciones totales iniciales (modelo vacío) de matemática y lectura, respectivamente. Ello significa que el trabajo infantil está asociado a más de 16% de las diferencias entre las escuelas respecto de los desempeños promedios en matemática. En lectura, es porcentaje asciende marcadamente a más de 26%.

Las diferencias entre países respecto de los desempeños promedio en ambas asignaturas, se asocian aún más pronunciadamente con la incidencia del trabajo infantil. En este nivel, las varianzas residuales de matemática y lectura descienden a 14,3% y a 10,2%, respectivamente, implicando decrecimientos relativos respecto del modelo vacío superiores a 34% en matemática y 44% en lectura.

Finalmente, es interesante observar que los dos indicadores contextuales considerados (días semanales y horas diarias trabajadas), como lo constatado en las mediciones correspondientes de nivel alumno, se mantienen significativos aun si sus efectos se controlan mutuamente. Ambos indicadores del contexto escolar deben ser incluidos si se desea captar el efecto total del contexto laboral.

3.2 El efecto ajustado del trabajo infantil

Modelo control. Para determinar es necesario evaluar el efecto de los indicadores de nivel socioeconómico de la familia del alumno y su expresión contextual, incorporándolos conjuntamente al modelo vacío inicial. Los coeficientes resultantes de esa operación se presentan en el Cuadro III, columnas a y c.

Todos resultan positivos y altamente significativos y por tanto, cuanto mayor sea el nivel socioeconómico familiar, mayor será el nivel de desempeño en ambas pruebas. De los dos indicadores individuales, 'bienes y servicios' presenta una capacidad predictiva mayor que 'educación de los padres'. Se verifica también la existencia del efecto contextual: la composición socioeconómica del alumnado afecta a todos los alumnos del grupo, más allá del efecto del origen social de cada uno. Entonces, de dos alumnos con el mismo origen social, el que se encuentre en una escuela donde el alumnado tiene un nivel socioeconómico promedio más alto tendrá mayor probabilidad de obtener un desempeño mejor en ambas asignaturas.

Se constata también que los indicadores de contexto muestran un mayor ajuste con los resultados de lectura que con los de matemática. En efecto, si bien este modelo explica cerca de 30% de las variaciones entre-país en ambas asignaturas, en el nivel escuela, tal explicación

asciende a 35,2% en matemática y al 57,1% en lectura.

El efecto neto del trabajo infantil. Ahora, todos los indicadores de trabajo infantil que resultaran significativos anteriormente se incorporan al modelo “control” y se recalculan los coeficientes. Los resultados se presentan en la Tabla III, columnas b y d.

Tabla III. Coeficientes y varianzas residuales (%) de modelos multinivel
-Efecto ajustado del trabajo infantil-matemática y lectura, SERCE 2007

Variables	Modelos matemática		Modelos lectura	
	(a)	(b)	(c)	(d)
Variabes de control				
Bienes y servicios en el hogar	0.165*	0.157*	0.190*	0.178*
Educación de los padres	0.095*	0.092*	0.109*	0.104*
Bienes/servicios promedio en escuela	0.473*	0.300*	0.822*	0.633*
Educación padres promedio en escuela	0.310*	0.296*	0.312*	0.298*
Variabes de trabajo infantil				
Días semanales de trabajo del alumno	---	-1.828*	---	-2.543*
Horas diarias de trabajo del alumno	---	-1.197*	---	-2.591*
Trabaja en la casa	---	-3.035*	---	---
Días semanales de trabajo (escuela)	---	-4.684*	---	-4.471*
Horas diarias de trabajo (escuela)	---	1.735	---	2.154
Niveles				
País (%)	15.5	14.0	13.0	11.7
Escuela (%)	15.8	15.5	10.2	9.8
Alumno (%)	53.4	53.2	57.5	57.0

(*) $p \leq 0.001$

En primer lugar, algunos coeficientes cambian respecto a las estimaciones anteriores (columnas a y c), pero con magnitudes diferentes. Por ejemplo, los coeficientes correspondientes a horas de trabajo descienden más acentuadamente que los de días de trabajo. El efecto de las horas trabajadas se superpone en mayor grado que días de trabajo con el efecto causado por los indicadores de origen social del alumno. Por otra parte, entre estos últimos, el que experimenta mayor descenso es ‘bienes y servicios’ en lectura (de 0.157 a 0.178). De estas constataciones empíricas se infiere que el trabajo infantil opera como una variable intermediaria del efecto del origen social del alumno sobre el aprendizaje escolar, con mayor alcance en lectura.

En segundo lugar, se observan tenues reducciones en las varianzas residuales, particularmente en el nivel escuela, donde no llegan a 1%; en el nivel país tales descensos alcanzan alrededor de 1,5%. El conjunto de estas estimaciones comportan la explicación de 36,4% y de 58,6% de la variación entre-escuela inicial en matemática y lectura, respectivamente, porcentajes levemente superiores a los estimados para el modelo control. En el nivel país tales porcentajes son 35,5% y 35,2%, respectivamente, y reflejan el efecto más acentuado de las variables relacionadas con el trabajo infantil.

Aleatoriedad en el modelo control. Si las variables de control se incorporan al modelo final con aleatorización de *días* y se recalculan los coeficientes, todos se mantienen significativos, salvo las covarianzas entre el efecto de *días* y la habilidad promedio en lectura. En este caso, la tendencia del efecto de *días* a disminuir a medida que la habilidad promedio de la escuela aumenta está afectada por el contexto socioeconómico escolar.

V. Conclusiones

El trabajo infantil afecta el nivel y la distribución de los aprendizajes en matemática y lectura. Los alumnos que trabajan obtienen resultados significativamente menores respecto de los que no trabajan, desigualdad más acentuada cuando el trabajo se realiza fuera de casa. De la misma forma, cuanto más horas diarias y/o días por semana trabaje el alumno, menor será su

desempeño esperado en ambas pruebas. Estos efectos se mostraron más acentuados en lectura que en matemática. Todas estas constataciones son convergentes con las encontradas por la mayoría de los estudios que han abordado el efecto del trabajo infantil sobre el rendimiento en ambas materias curriculares, y que fueron mencionados al inicio de este artículo.

El análisis ha avanzado sobre tres aspectos específicos obviados por la investigación empírica en esta área, a saber: la aleatoriedad del efecto, el efecto contextual del trabajo infantil y el efecto del contexto socioeconómico de la escuela.

El primero se investigó con uno de sus indicadores disponibles: la cantidad de días semanales que el niño trabaja. Se constató que a medida que aumentan los días trabajados, las varianzas de los puntajes en matemática y en lectura son menores. Los alumnos que más trabajan tienen los rendimientos más bajos y, además, son más homogéneos entre sí. Además, el efecto del trabajo varía significativamente de escuela en escuela, indicando que algunas de ellas tienen mayor capacidad de compensar sus consecuencias negativas. Esta inferencia es válida también para los países. Existen países más equitativos que otros respecto de capacidad para compensar los efectos del trabajo infantil.

El análisis de aleatoriedad permitió establecer también que el efecto del trabajo infantil disminuye a medida que el aprendizaje promedio de la escuela aumenta. A igualdad de situación laboral, el rendimiento promedio más alto predice un rendimiento individual más alto. Esta misma conclusión se aplica al conjunto de países incluidos, pero sólo para matemática.

El segundo aspecto fue investigado con base en el grado de concentración de trabajo infantil. Existe efecto contextual del trabajo infantil: cuanto más alto sea (el promedio de) trabajo infantil en la escuela, más bajo será su desempeño promedio, afectando a todo el grupo de alumnos, más allá del efecto que tienen cada una de las características laborales del alumno individual. Considerar la situación laboral del alumno conjuntamente con la concentración de trabajo infantil en la escuela permitió establecer que el trabajo infantil explica 16% y 26% de las desigualdades en los desempeños promedio de las escuelas en matemática y lectura, respectivamente. Tales porcentajes se elevan significativamente a 34% en matemática y 44% en lectura cuando se trata de las diferencias en los promedios nacionales. Ambas variables, entonces, están estrecha y negativamente asociadas a los aprendizajes escolares.

Finalmente, la inclusión conjunta del nivel socioeconómico del alumno y de la escuela develó que en gran medida, la intensidad del trabajo infantil opera como una variable intermediaria del efecto de tales factores extra-escolares.

Más allá de su relevancia para la política social en general y para la política educativa en particular, el conjunto de estos resultados indican la conveniencia de incluir la aleatoriedad y los indicadores de 'composición' (contexto) en el análisis de los efectos del trabajo infantil.

Referencias

Abler, D., Rodríguez, J. y Robles, H. (1998). *The allocation of children's time in Mexico and Peru. Working Paper Series*. The Pennsylvania State University: Population Research Institute.

Akabayashi, H. y Psacharopoulos, G. (1999). The trade-off between child labour and human capital formation: a Tanzanian case study. *Journal of Development Studies*, 35(5), 120-140.

Beegle, K., Dehejia, R., Gatti, R. y Krutikova, S. (2008). The consequences of child labor: Evidence from longitudinal data in rural Tanzania. *Policy Research Working Paper*, 4677.

Beegle, K., Dehejia, R. y Gatti, R. (2009). Why should we care about child labor? The education, labor market, and health consequences of child labor. *Journal of Human Resources*, 44, 871-889.

Boozer, M. y Suri, T. (2001). *Child labour and schooling decisions in Ghana*. Manuscrito no publicado. Boston: Yale University.

Crosta, F. (2006). Heterogeneidad en el acceso a la educación media y el trabajo infantil. *Education Policy Analysis Archives*, 15(6), 1-34. Recuperado de <http://epaa.asu.edu/epaa/>

Dumas, C. (2012). Does child work impede learning? The case of Senegal. *Economic Development and Cultural Change*, 60(4), 773-793.

Goldstein, H. (1995). *Multilevel models in educational and social research*. Londres: Griffin.

Heady, C. (2000). What is the effect of child labour on learning achievement? Evidence from Ghana. *Innocenti Working Papers*, 79.

Knaul, F. y Parker, S. (1998). *Patterns over time and determinants of early labor force participation and school dropout: Evidence from longitudinal and retrospective data on Mexican children and youth*. Ponencia presentada en Population Association of America Meetings, Chicago.

Laboratorio Latinoamericano de la Evaluación de la Calidad de la Educación (LLECE) (2001). *Primer estudio internacional comparativo. Informe Técnico*. Santiago de Chile: OREALC/UNESCO.

Laboratorio Latinoamericano de la Evaluación de la Calidad de la Educación (LLECE) (2010). *Factores asociados al logro cognitivo de los estudiantes en América Latina y el Caribe*. Santiago de Chile: Oficina Regional de Educación para América Latina y el Caribe de la UNESCO.

Lee, C. y Orazem, P. (2010). Lifetime health consequences of child labor in Brazil. En Randall K. Q. Akee, Eric V. Edmonds y Konstantinos Tatsiramos (Eds.) *Child labor and the transition between school and work* (pp.99-133). Recuperado de <http://www.emeraldinsight.com/doi/abs/10.1108/S0147-9121%282010%290000031007>

López-Calva, L. (2006) (Comp.). *Trabajo infantil: teoría y lecciones de la América Latina*. México: Fondo de Cultura Económica.

López-Calva, L. y Madrid, M. (2006). Introducción: Mitos, teorías y evidencias. En L. Lopez-Calva (Comp.), *Trabajo Infantil: teoría y lecciones de la América Latina*. México: Fondo de Cultura Económica.

Nielsen, H. S. (1998). Child labour and school attendance: two joint decisions. *Working Paper*, 98-15.

Nuttall, D., Goldstein, H., Prosser, R. y Rasbash, J. (1989). Differential school effectiveness. *International Journal of Educational Research*, 13(7), 769-776.

Orazem, P. y Gunnarsson, V. (2003). *Child labour, school attendance and performance: A review*. ILO/IPEC Working Paper. Génova: International Programme on the Elimination of Child Labour/International Labour Office.

Patrinos, H. A. y Psacharopoulos, G. (1995). Educational performance and child labour in Paraguay. *International Journal of Educational Development*, 15(1), 47-60.

OREALC/UNESCO (2010). *Factores asociados al logro cognitivo de los estudiantes en América Latina y el Caribe*. Santiago de Chile: Oficina Regional de Educación para América Latina y el Caribe de la UNESCO. Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación.

OREALC/UNESCO (2008). *Reporte técnico SERCE*. Santiago de Chile: Oficina Regional de Educación para América Latina y el Caribe de la UNESCO, Laboratorio Latinoamericano de Evaluación de la Calidad de la Educación.

Patrinos, H. A. y Psacharopoulos, G. (1997). Family size, schooling and child labour in Peru: An empirical analysis. *Journal of Population Economics*, 10, 387-405.

Payne, J. (2003). The impact of part-time jobs in year 12 and 13 on qualification achievement. *British Educational Research Journal*, 29(4), 599-611.

Post, D. y Pong, S. (2000). Employment during middle school: The effects on academic achievement in the U.S. and abroad. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 22(3), 273-298.

Post, D. y Pong, S. (2009). Student labour and academic proficiency in international perspective. *International Labour Review*, 148(1-2), 93-122.

Psacharopoulos, G. (1997). Child labour versus educational attainment: some evidence from Latin America. *Journal of Population Economics*, 10, 377-386.

Quirk, K., Keith, T. y Quirk, J. (2002). Employment during high school and student achievement: Longitudinal analysis of national data. *The Journal of Educational Research*, 95(1), 4-10.

Ravallion, M. y Wodon, Q. (2000). Does child labour displace schooling? Evidence on behavioural responses to an enrollment subsidy. *Economic Journal*, 100, 158-175.

Ray, R. y Lancaster, G. (2003). Does child labour affect school attendance and school performance? Multi country evidence on SIMPOC data. *Discussion paper*, 2003(4).

Roggero, P., Mangiaterra, V., Bustreo, F. y Rosati, F. (2007). The health impact of child labor in developing countries: Evidence from cross-country data. *American Journal of Public Health*, 97(2), 271-275.

Román, M. y Murillo, F. J. (2013). Trabajo infantil entre los estudiantes de educación Primaria en América Latina. Características y factores asociados. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 15(2), 1-20. Recuperado de <http://redie.uabc.mx/vol15no2/contenido-roman-murillo.html>

Rosati, F. y Rossi, M. (2001). *Children's working hours, school enrolment and human capital accumulation: Evidence from Pakistan and Nicaragua*. Recuperado de http://www.ucw-project.org/attachment/workinghours_humancapital.pdf

Sánchez, M., Orazem, P. y Gunnarsson, V. (2005). The effect of child labour on Mathematics and Language achievement in Latin America. *Social Protection Discussion Paper Series*, 0516.

Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo (SERCE) (2007). *Bases de datos del SERCE*. Recuperado de <http://www.inee.edu.mx/index.php/bases-de-datos/bases-de-datos-serce>

Singh, K. (1998). Part-time employment in high school and its effect on academic achievement. *The Journal of Educational Research*, 9, 131-139.

Sistema de Información de Tendencias Educativas en América Latina. (2013). *Escolarización en América Latina 2000-2010*. Recuperado de http://www.siteal.org/sites/default/files/rec_siteal_2_2013_10_21.pdf