

Trabajo infantil y progreso de aprendizaje en la educación básica. Un análisis multinivel de “valor agregado”*

Rubén Alberto Cervini**

... el objetivo de lograr un mundo sin trabajo infantil está a nuestro alcance; vamos por buen camino. Podemos poner fin a las peores formas de trabajo infantil en el transcurso de una década, sin perder de vista el fin último de eliminar todas las formas de trabajo infantil (OIT, 2006, p. ix).

Se considera que el trabajo infantil es un indicador clave de pobreza e injusticia social extrema. Las investigaciones han demostrado, de manera recurrente, que “es un fenómeno relacionado con las restricciones y muy vinculado con la pobreza” (Lopez Calva y Madrid Trillo, 2006: 13).¹ Además, son numerosas las investigaciones que han constatado efectos negativos de las actividades laborales del niño sobre algún aspecto educativo y, por ende, sobre su capa-

* Este trabajo se realizó en el marco de un convenio entre la Dirección General de Cultura y Educación de la Provincia de Buenos Aires (DGCE) y la Universidad Nacional de Quilmes (Convenio núm. 107, Resolución 4417/05). El autor agradece el apoyo dado por el personal de la Dirección de Evaluación de la Calidad Educativa de la DGCE.

** Universidad Nacional de Quilmes, Argentina.

¹ En esta reciente publicación del *Trimestre Económico* (Lecturas, núm. 97) se presentan estudios de diversos países de América Latina acerca de los determinantes de la incorporación temprana al mercado de trabajo y de la asistencia a la escuela, relacionados con características del hogar (Bolivia, Colombia, Ecuador, Venezuela, México), políticas programáticas (México), periodos (Brasil) o ciclos económicos (Nicaragua). Los hallazgos son coincidentes con la mayoría de los estudios, según los cuales las variables determinantes del trabajo infantil son la pobreza, el salario de los niños, la tasa de desempleo adulto, la escolaridad del jefe de hogar, el tamaño familiar y el marco legal.

cidad de generar ingresos en el futuro. Así, el trabajo infantil opera como uno de los principales mecanismos de reproducción intergeneracional de la pobreza. La relación entre educación y trabajo infantil se sitúa, entonces, en el centro del problema de la construcción de una sociedad más justa e igualitaria.

En Argentina, el trabajo infantil ha sido crecientemente tratado desde el inicio de la década de los ochenta. El deterioro de las condiciones sociales de la población con el surgimiento y el aumento de niveles de pobreza extrema, antes no conocidos, explican esta mayor preocupación por el tema. Los efectos sociales de la crisis política y económica de 2000-2001 han contribuido a renovar la atención hacia este problema.

El objetivo de este documento es explorar el efecto del trabajo infantil sobre el *progreso de aprendizaje* del alumno en Matemática de la educación básica. Además, se abordan otros temas críticos para el sistema educativo como las variaciones de ese efecto dentro y entre las escuelas, y por tipos de “composición” socioeconómica del alumnado, el “efecto contextual” del trabajo infantil y la interacción entre el efecto del trabajo y las características individuales del alumno. Para responder estos interrogantes se utilizan los resultados de dos evaluaciones de una cohorte de alumnos (2001: 7o.; 2003: 9o.), realizadas por la Dirección de Evaluación de la Calidad Educativa de la Provincia de Buenos Aires en 44 distritos educativos. El carácter longitudinal de estos relevamientos permite aplicar el enfoque de “valor agregado” en educación y estimar, con mayor confiabilidad, el efecto específico del trabajo infantil sobre el logro de aprendizaje en la escuela. Para el análisis se utilizan modelos jerárquicos lineales (“multinivel”) con enfoque de valor agregado.

A modo de introducción, en el apartado siguiente se presenta una breve revisión de algunas investigaciones empíricas sobre la relación entre trabajo infantil y educación, tendiente a contextualizar los objetivos y las particularidades del presente estudio. En los apartados II y III se acota el concepto de trabajo infantil y se presentan los principales aspectos de la metodología utilizada en el estudio, incluyendo el modelo empírico general para ser contrastado. En los dos apartados finales se presentan y analizan los resultados obtenidos (IV) y se extraen y discuten algunas conclusiones.



I. LA INVESTIGACIÓN ACERCA DEL EFECTO DEL TRABAJO INFANTIL SOBRE LA EDUCACIÓN

Aparentemente, la forma más directa y simple de evaluar el efecto dañino del trabajo infantil sobre la educación sería adoptando la escolarización como variable-criterio. Con este enfoque, varios países han buscado determinar, con base en encuestas de hogares o de poblaciones específicas, cuántos niños trabajan y si van o no a la escuela.² Por otro lado, diversos estudios han abordado esa relación aplicando métodos correlacionales tradicionales. Algunos han detectado que el aumento en la matrícula no está necesariamente asociado con una disminución del trabajo infantil, sugiriendo cierta suavidad en su efecto perjudicial sobre la educación (Ravallion y Wodon, 2000). Otros, en cambio, han mostrado que los factores conducentes al trabajo infantil, por lo general, desincentivan la escolarización (Tanzania: Akabayashi y Psacharopoulos, 1999; Zambia: Nielsen, 1998). En México y Perú, se ha constatado que las jóvenes que trabajan en su hogar tienen tasas menores de asistencia escolar (Abler, Rodríguez y Robles, 1998). Por otra parte, Edmonds (2002) muestra que las expectativas futuras inmediatas de ingresos por programas asistenciales hacen disminuir el trabajo infantil y aumentar la asistencia escolar en las poblaciones de extrema pobreza.

Sin duda, la clase de indicador usado para evaluar el efecto negativo del trabajo infantil incide en los resultados obtenidos. Así por ejemplo, Boozer y Suri (2001) señalan que el daño educativo se detecta, en realidad, observando los cambios en la regularidad de la asistencia escolar y no en la simple escolarización. En Ghana, Heady (2000) constata una correlación positiva entre participación laboral y asistencia escolar, pero negativa cuando considera la extensión (tiempo) del trabajo infantil. Por lo tanto, esta última sería la variable que realmente detecta el daño del trabajo infantil en relación con la asistencia a la escuela. Cuantas más horas trabaja el niño, menor será la probabilidad de asistir a la escuela, aun

² Al respecto, véase la lista de países que han realizado los diagnósticos promovidos por el Statistical Information and Monitoring Programme on Child Labour (SIMPOC) del IPEC/ILO, en <http://www.ilo.org/public/english/standards/ipecc/simpoc/>



después de controlar el efecto de variables tales como edad, tamaño familiar, consumo alimentario *per cápita*, etc. Sin embargo, el autor identifica algunas diferencias entre géneros: por ejemplo, en Ghana, la participación en empresas familiares (no agrícolas) reduce la escolarización entre las mujeres, mientras que la aumenta entre los hombres; por el contrario, en Pakistán, un país con tasas de escolarización muy inferiores a las de Ghana, especialmente entre las mujeres, con menor proporción de niños que trabajan y van a la escuela, y mayor de trabajo infantil asalariado no familiar, encuentra correlación negativa entre la asistencia a la escuela y ambas mediciones del trabajo infantil (participación laboral y extensión del tiempo trabajado).

La comparación entre estos dos países hace evidente que el contexto nacional específico condiciona, a su vez, el comportamiento de las mediciones utilizadas. Aun cuando las estadísticas (IPEC/ILO, 2002) y la literatura indiquen que una proporción importante de los niños que trabajan asiste a la escuela, el perfil de esta combinación varía entre países, dependiendo principalmente del nivel de escolarización y del tipo de trabajo realizado. En América Latina las tasas de escolarización son superiores y las tasas de trabajo infantil son menores a las de otros continentes, debido en parte a mayores ingresos y urbanización. Se sabe también que la gran mayoría de los niños trabajadores asiste a la escuela. En ese contexto, este último no es un indicador apropiado para reflejar todo el daño causado por el trabajo infantil. El niño trabajador asiste, pero el mayor cansancio con que lo hace y el menor tiempo del que dispone para realizar las tareas escolares en casa, a medida que aumenta la extensión de la jornada laboral (Knaul y Parker, 1998), comparado con sus compañeros de grado, reducirán sus probabilidades de aprendizaje escolar.

Dadas estas limitaciones del indicador "asistencia a la escuela", diversos investigadores han considerado conveniente usar otro tipo de mediciones, más próximas al desempeño escolar del alumno. Así por ejemplo, Psacharopoulos (1997) encuentra que el trabajo infantil disminuye los años de escolarización alcanzados (Venezuela y Bolivia), mientras que Patrinos y Psacharopoulos (1995) constatan que ciertos factores productores de trabajo infantil aumentan la probabilidad de repetición escolar, aunque no

han podido demostrar una relación estadísticamente significativa entre trabajo infantil y distorsión grado-edad (Patrinos y Psacharopoulos, 1997). En México, los niños que trabajan tienen mayores probabilidades de estar atrasados en la escuela (Knaul y Parker, 1998). Rosati y Rossi (2001) usan ese indicador (*dummy*: si no está en el grado que debería) para evaluar el efecto dañino del trabajo infantil. Manejan la hipótesis de que las decisiones sobre trabajar y asistir a la escuela son simultáneas y endógenas, y con base en ellas estiman la cantidad de horas de trabajo ofrecidas a través de un modelo de máxima verosimilitud. Los autores encuentran que el incremento de las horas trabajadas aumenta significativamente la probabilidad de repetición escolar en Nicaragua, y que tal efecto es mayor en las primeras horas trabajadas (relación no lineal); por tanto, no es cierto que pocas horas de trabajo tengan un impacto insignificante.

Al igual que los autores anteriores, Beegle, Dehejia y Gatti (2004) advierten que la correlación entre horas trabajadas y educación no puede ser interpretada como causalidad, principalmente porque la decisión familiar de escolarizar y enviar el niño a trabajar es simultánea. Para superar este obstáculo, los autores analizan datos longitudinales (dos mediciones en un periodo de cinco años) de familias rurales con niños de entre ocho y 13 años en Vietnam. El estudio concluye que cuantas más horas haya trabajado el niño cuando más joven, menor será su probabilidad de asistir de manera regular a la escuela, menor será su nivel educativo y mayor su atraso escolar (distorsión grado-edad). Para tratar el posible sesgo de selección en la decisión familiar de enviar al niño a trabajar, el estudio “controla” por educación de los padres y gasto familiar, y aplica la estrategia de variables “instrumento”, plausiblemente exógenas respecto de aquella decisión familiar.

En Argentina, Crosta (2006) analiza el efecto de la incorporación precoz al mercado de trabajo sobre la calidad de acceso al sistema educativo, definida con cuatro categorías ordenadas (nunca accedió, accedió pero abandonó definitivamente, accede con rezago y accede con la edad esperada). Se estiman modelos multinomiales ordenados con los microdatos de la Encuesta de Condiciones de Vida de SIEMPRO de 2001 (71 484 hogares representativos del 96% de la población urbana) referidos a la



población entre 13 y 17 años con el nivel primario terminado, controlando la situación de pobreza familiar, nivel educativo de los padres y la estructura demográfica familiar. Los resultados muestran que previo paso por el rezago, quienes trabajan tienden a irse del sistema a partir de los 15 años y su probabilidad de acceder a término es 24.4% inferior a la de quienes no trabajan. Los hombres pobres se rezagan menos y tienden a abandonar más que las mujeres pobres, al tiempo que los hombres no-pobres se comportan de manera similar a las mujeres pobres y no-pobres, sugiriendo la importancia de mayor investigación sobre la interacción entre género y pobreza.

Los estudios mencionados hasta aquí no incluyen cualquier medición directa de rendimiento o logro escolar. Si bien éste está muy asociado con la repitencia o con la distorsión grado-edad, no puede considerarse totalmente intercambiable por ellos. Algunos análisis se han basado en mediciones de aprendizaje construidas sobre la base de la declaración de algún miembro familiar, que responde a un cuestionario aplicado a muestras de hogares o poblaciones específicas. Akabayashi y Psacharopoulos (1999), por ejemplo, concluyen que la competencia del niño en lectura disminuye con las horas de trabajo. Ray y Lancaster (2003) analizan tanto indicadores de “oportunidad de aprendizaje” (asistencia a la escuela y tiempo dedicado al estudio en el hogar) como de “resultados de aprendizaje” (años de escolarización alcanzados, ajustados por edad del niño y edad de entrada a la escuela, la historia de fracasos en la escuela y capacidad de lectura y escritura). Los autores encuentran fuerte evidencia de impacto negativo de las horas de trabajo infantil sobre las variables educacionales, entre ellas la habilidad para leer y escribir (Camboya y Namibia) y la tasa de fracasos escolares (Portugal). Utilizan el ingreso y los bienes y servicios familiares como variables instrumento para contornear el posible problema de “endogeneidad” del efecto de las horas de trabajo, bajo el supuesto de que aquellas variables afectan a la educación sólo a través de su impacto sobre las horas de trabajo infantil.³ Los autores concluyen que el control por la

³ El problema de “endogeneidad” aparece porque puede existir causalidad reversa entre trabajo infantil y rendimiento escolar: el trabajo infantil puede afectar el rendimiento escolar,

endogeneidad aumenta el impacto de las horas de trabajo infantil sobre el aprendizaje.

No obstante, parece razonable poner en duda el grado de confiabilidad de las mediciones de aprendizaje construidas simplemente con base en declaraciones de entrevistados. El estudio de Heady (2000) escapa a esta crítica. El autor analiza los resultados de dos pruebas (Matemática y Lectura) aplicadas a la mitad de la muestra de personas entre nueve y 55 años de un *Living Standard Survey* (1988/1989) en Ghana, país donde la mayoría de los niños trabaja pocas horas semanales y puede combinar escuela con trabajo. Los datos muestran que los niños trabajadores se desempeñan peor en Matemática y Lectura que los no-trabajadores. A través de modelos de regresión (OLS) se miden los efectos directo e indirecto, vía escolarización, del trabajo infantil y de las horas trabajadas sobre el nivel de logro en las pruebas. Para estimar el efecto directo de las horas de trabajo, el autor controla los años de escolarización y la asistencia actual a la escuela. Según los resultados del test de Matemática avanzada, “horas trabajadas”, y no simplemente “estar trabajando”, es el factor que tiene efectos significativos; trabajar para la familia no reduce el efecto dañino del trabajo; el trabajo afecta mucho más a Matemática que a Lengua; el mayor efecto es cuando se trabaja más que la hora promedio; una parte importante del efecto es indirecto, vía años de escolarización y asistencia actual a la escuela; por último, no es posible determinar si el efecto directo se debe a características innatas o al cansancio, motivación o menor disponibilidad de tiempo de aprendizaje del alumno. Los autores evalúan el sesgo que se produce en las estimaciones cuando no se incluyen las variables de “trabajo infantil” y llegan a la conclusión de que éstas tienen poco efecto sobre las estimaciones “del retorno de la escolarización”.

Otra línea de investigación se ha centrado en el efecto del trabajo infantil y la deserción escolar sobre los rendimientos futuros del capital humano. Así por ejemplo, en México (Knaul,

pero a su vez es posible que la entrada temprana al mercado laboral sea una consecuencia del rendimiento escolar, puesto que las familias tenderán a enviar al trabajo a los hijos que demuestren menor aptitud escolar. Para obtener una buena estimación del efecto del trabajo infantil sobre el logro escolar se debe disponer de variables que afecten la probabilidad de trabajo infantil, pero no el puntaje en la prueba, al menos directamente.



2006), los rendimientos son más altos cuando se trabaja después de completar la educación, y si bien existen rendimientos positivos de la experiencia temprana en el mercado de trabajo, ello depende del avance continuo a lo largo del sistema escolar, es decir, la experiencia laboral temprana no alcanza a cubrir la pérdida por acortar la carrera escolar. De la misma forma, en Colombia (Knaul, 1995) el rendimiento de la educación disminuye cuando se combina con el trabajo, y el beneficio aumenta con la demora en la incorporación al mercado de trabajo.

Ninguno de los estudios comentados hasta aquí permite conocer cuál es la magnitud y cómo opera el efecto del trabajo infantil sobre el aprendizaje realizado al interior del sistema educativo. Este enfoque es particularmente relevante cuando el trabajo infantil no es sinónimo de exclusión escolar, es decir, cuando existen altas tasas de escolarización entre los niños trabajadores. Este tipo de abordaje requiere que sean aplicados, simultáneamente en la propia escuela, pruebas de logro y cuestionarios con informaciones sobre el alumno, su familia y la escuela. En esta línea, una revisión reciente (Orazem y Gunnarsson, 2003) de análisis realizados con los datos del Laboratorio Latinoamericano de la Evaluación de la Calidad de la Educación (LLECE, 2001), referidos a alumnos de 3o. y 4o. grados de diez países de América Latina (Sánchez *et al.*, 2005) y del Third International Mathematics and Science Study (TIMSS) (1995), relativos a los alumnos de 7o. y 8o. de los países más pobres de la muestra (Orazem y Gunnarsson, 2003), llega a la conclusión de que el trabajo infantil tiene consecuencia adversa sobre el puntaje en las pruebas, aun después de “controlar” las características del hogar, de la comunidad y de la escuela. Tal efecto aumenta con las horas de trabajo y cuando el niño trabaja fuera de casa. Si el trabajo infantil se trata como variable endógena, la estimación de su efecto aumenta de manera notable, es decir, se subestima el efecto del trabajo infantil cuando se lo considera como variable exógena. Finalmente, los autores observan que el efecto dañino del trabajo infantil aumenta a medida que el grado escolar del alumno disminuye. El efecto del trabajo infantil sobre el logro de los alumnos de 7o. y 8o. es menos importante que el ejercido sobre el logro de los alumnos de 3o. y 4o.

Estos últimos trabajos constituyen un avance para el conocimiento del efecto del trabajo infantil dentro del sistema escolar. Sin embargo, pueden destacarse algunas carencias. En primer lugar, y 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, característica típica de los datos provenientes del sistema educativo (los alumnos se agrupan en aulas, las aulas en escuelas, las escuelas en distritos, etc.). En segundo lugar, y debido a ello, no exploran la posible existencia de “efecto composición” (por ejemplo, efecto de la composición socioeconómica de la escuela)⁴ y de interacciones entre trabajo infantil y contexto escolar. Tampoco se investiga la posible variación del efecto del trabajo infantil entre las escuelas del sistema.

En Argentina, país con altas tasas de escolarización de los niños trabajadores, un trabajo reciente (Cervini, 2005) analizó las relaciones entre trabajo infantil y rendimiento en una prueba estandarizada de Matemática aplicada durante el Operativo Nacional de Evaluación de la Calidad Educativa/1997 a 30 630 alumnos de 7o. grado (12-14 años de edad) en 1 283 escuelas urbanas. Con el uso de la técnica estadística multinivel se concluye que a mayor trabajo infantil más bajo rendimiento en Matemática, controlando por nivel educativo de los padres, bienes y servicios en el hogar, tenencia de bienes culturales, y la composición socioeconómica del alumnado. La combinación de lugar y tiempo de trabajo expresa más ajustadamente el efecto del trabajo sobre el logro de aprendizaje del alumno. El rendimiento promedio de los alumnos que trabajan fuera de casa por cuatro o más horas es 20% menor que el alcanzado por los alumnos que no trabajan. Además, el efecto del trabajo infantil no está asociado al nivel de rendimiento promedio de los alumnos en la escuela, y “las escuelas no difieren respecto de la capacidad de ‘compensar’ el efecto dañino del trabajo infantil, es decir, no hay escuelas más ‘equitativas’ que otras a este respecto” (*ibid.*: 472).

⁴ En el presente estudio, la composición es una estadística resumen (la media o la proporción) de un agregado (escuela), relativa a una determinada variable (por ejemplo, educación de los padres) de las unidades individuales (alumnos) que conforman aquel agregado (escuela). Se entiende por efecto composición a la incidencia de esa estadística resumen sobre el rendimiento del alumno, siempre que previamente se haya considerado el efecto de la variable individual a la que se refiere (Goldstein, 1995; Nutall *et al.*, 1989).



Este estudio, al igual que todos los comentados anteriormente, analiza datos transversales, con mediciones únicas en el tiempo, con base en los cuales no es posible descartar la hipótesis alterna de que, en realidad, es el bajo nivel de logro o rendimiento escolar lo que explica la entrada en el mercado laboral, y no a la inversa. En este sentido, Orazem y Gunnarsson (2003) informan que, además de existir pocos estudios acerca del impacto del trabajo infantil sobre el logro cognitivo en el nivel primario, no registran estudios que hayan aplicado el enfoque de valor agregado, donde la variable dependiente es el “progreso relativo” del logro durante el periodo comprendido entre una primera (línea basal o logro previo) y una segunda evaluación, y donde los coeficientes del modelo se tornan estimaciones del efecto de cada variable sobre el “progreso” de logro, condición que si bien no soluciona totalmente, consigue minimizar el sesgo que se produce al tratar el trabajo infantil como variable exógena (*ibíd.*: 6).

Ejemplos de este tipo de estudios son algunos análisis realizados con los datos del National Educational Longitudinal Study (NELS) de Estados Unidos, donde los alumnos fueron evaluados dos veces con pruebas estandarizadas de Matemática y de Ciencias, una en 1988 cuando estaban en 8o. año, y otra en 1990 (10o. año). Con estos datos, Post y Pong (2000) estudian el efecto del trabajo en diferentes momentos. Para el efecto del trabajo en 8o. grado sobre el logro en ese mismo año (pruebas de 8o. grado), los autores utilizan el promedio de las calificaciones de 6o. a 8o. grados como logro previo, además de controlar antecedentes familiares, etnia y localización de la escuela. Los resultados indican la existencia de “efectos negativos y estadísticamente significativos del trabajo sobre el logro de los varones en Matemática y Ciencia” (*ibíd.*: 283). Por otro lado, se constata la persistencia del efecto del trabajo en 8o. sobre el logro subsiguiente (10o. año) de varones y mujeres en Matemática, con el puntaje de la prueba de Matemática de 8o. como logro previo.

Por su parte, Singh (1998) analiza el efecto del empleo de tiempo parcial de los alumnos en el 10o. grado (¿Cuántas horas trabajó por semana durante el actual año escolar?) sobre el logro académico medido por el puntaje en pruebas estandarizadas de Matemática y otras disciplinas. El autor utiliza modelos de ecuaciones estructurales. Puesto que se “controla” el logro previo y otras



variables (género, nivel socioeconómico familiar), “la estimación del efecto del trabajo representa su efecto neto y no está sesgada” (*ibid.*: 133). Consta que el número de horas trabajadas tiene un efecto negativo significativo sobre el progreso y, por tanto, es más probable que estudiantes con similar nivel socioeconómico y logro previo tengan menor logro si trabajan más horas durante el año escolar” (*ibid.*: 137). Quirk, Keith y Quirk (2002) aplican también ecuaciones estructurales a un modelo longitudinal, donde el puntaje en las pruebas de 8o. año actúa como predictor (logro previo) del promedio de las calificaciones acumuladas desde 9o. a 12o., junto con otras variables (género, etnia y antecedentes familiares). Los autores confirman “asociaciones negativas entre trabajar durante el secundario y el desempeño académico” (*ibid.*: 8), particularmente cuando las horas de trabajo semanales aumentan (pocas horas parecen beneficiosas). Al utilizar “path análisis”, este trabajo, como el anterior, pudo detectar un moderado efecto negativo del logro previo sobre el trabajo.

Finalmente, un estudio reciente en Inglaterra (Payne, 2003), sobre una muestra extensa y representativa, y usando modelos de regresión de mínimo cuadrado ordinario, concluye que aun después de controlar por diferentes factores, incluido el logro previo (General Certificate of Secondary Education a la terminación del 11o. año), “el trabajo remunerado en el 12o. año está asociado negativamente con el puntaje logrado en el nivel A/AS” (nivel posterior al de la educación obligatoria), pero sólo cuando se trabaja más de 15 horas semanales.

Puesto que se basan en datos longitudinales, los últimos estudios comentados representan un avance metodológico. Sin embargo, ninguno de ellos utiliza modelos jerárquicos lineales o multinivel para el análisis y, por tanto, no han producido conocimientos acerca del efecto del trabajo infantil *al interior del sistema educativo*, particularmente relevantes cuando éste no es sinónimo de exclusión escolar. El estudio realizado en Argentina (Cervini, 2005) es una excepción, pero presenta la carencia de no ser longitudinal.

Este estudio intenta llenar este vacío. Se analizan datos longitudinales (cohorte de alumnos) con el enfoque de “valor agregado”, utilizando la técnica estadística multinivel. Por tanto, se hace posible determinar el efecto del trabajo infantil sobre la “tasa



de progreso” (valor agregado) en el aprendizaje de los alumnos, y no sólo sobre el nivel de rendimiento en una evaluación temporalmente singular. Además, se pretende conocer el comportamiento del efecto del trabajo infantil dentro y entre las escuelas (por ejemplo, determinar si tal efecto varía entre las escuelas o entre contextos escolares diferentes). Asimismo, interesa saber si existe efecto contextual (composición) del trabajo infantil en las escuelas. Todos estos interrogantes serán respondidos teniendo en cuenta (“controlando”) los efectos de los antecedentes familiares y personales del alumno individual y de la composición de los establecimientos educativos estudiados.

II. CONCEPTO Y MEDICIÓN DEL TRABAJO INFANTIL

En su reciente diagnóstico internacional del trabajo infantil, la OIT afirma que “trabajo se define en términos de actividad económica” (IPEC/ILO, 2002: 29), incluyendo el trabajo pagado o no pagado, en los sectores formal o informal y en las áreas urbana o rural, y excluyendo las tareas domésticas dentro del propio hogar. De acuerdo con el Convenio núm. 138 de la OIT, la edad mínima de admisión al empleo o al trabajo, en países donde la economía no está suficientemente desarrollada, es la edad en que cesa la enseñanza obligatoria y no menor a 14 años, aunque consiente el “trabajo ligero” en niños no menores de 12 años. Entonces, los niños trabajadores entre 12 y 13 años se incluyen en trabajo infantil, a no ser que realicen trabajos ligeros, definidos como trabajos no dañinos para la salud y el desarrollo del niño, ni perjudiciales para la asistencia a la escuela ni para la capacidad de beneficiarse de la instrucción recibida.

Obviamente, adoptar esta definición para estimar la magnitud del trabajo infantil a ser extinguido y diferenciarlo de la forma de trabajo aceptable en ese tramo de edad, crea un problema estadístico operacional. Por ello, el estudio de la OIT opta por definir trabajo ligero como el trabajo *no peligroso que no excede de 14 horas semanales*; se asume que ése no daña el desarrollo del niño.

El presente estudio se refiere a ese grupo de edad —el 98% de la muestra tenía 12 o 13 años en 7o. año— y se inscribe en el



espíritu de la primera definición.⁵ Se asume que no toda actividad laboral es perjudicial para el niño, sino que, por el contrario, ella “puede ser una iniciación gradual en la adultez y un elemento positivo en el desarrollo del niño” (Fyfe, 1989: 4), transformándose en trabajo infantil sólo cuando afecta otras actividades esenciales a la niñez (placer, juego, educación), es decir, se define por sus consecuencias. Nuestro interés no es dimensionar la extensión del trabajo infantil, sino más bien estimar el daño producido *a la capacidad para beneficiarse de la instrucción recibida* y, al mismo tiempo, analizar su comportamiento en la unidad operacional del sistema educativo, la escuela.

III. METODOLOGÍA

Datos. Los datos provienen de dos operativos de evaluación realizados por la Dirección de Evaluación de la Calidad Educativa de la Provincia de Buenos Aires. En 2001 todos los alumnos de 7o. año de la Educación General Básica (EGB) en 44 distritos fueron evaluados con pruebas estandarizadas de Matemática y de Lengua. En 2003 se aplicó nuevamente ese mismo tipo de pruebas en ambas materias a los alumnos del 9o. año en las mismas escuelas. El alumno respondió también un cuestionario. La principal condición para realizar el análisis de valor agregado es que las dos pruebas dadas por cada alumno puedan ser unidas entre sí (cohorte). Con Matemática, esta condición fue lograda con 6 142 alumnos. En este estudio se incluyen sólo aquellos que pertenecen a escuelas con informaciones válidas para diez o más alumnos, y cuyo rendimiento bruto sea mayor a cero, condiciones que reducen ese archivo a 5 268 alumnos en 88 escuelas.

⁵ Dados los pocos avances en la reducción efectiva de trabajo infantil, en 1999 la OIT promueve la firma del Convenio 182, que acota como prioritario la adopción de “medidas inmediatas y eficaces para conseguir la prohibición y la eliminación de las peores formas de trabajo infantil con carácter de urgencia” (art. 1). En el art. 3 se especifican esas peores formas (esclavitud o las prácticas análogas a la esclavitud; la prostitución, la producción de pornografía o actuaciones pornográficas; las actividades ilícitas), incluyendo también “el trabajo que por su naturaleza o por las condiciones en que se lleva a cabo, es probable que dañe la salud, la seguridad o la moralidad de los niños” (inc. d). En este enunciado no aparece el daño en la educación del niño. Sin embargo, es importante notar que el objetivo de este convenio es establecer metas más realistas para el corto plazo (peores formas de trabajo infantil), y no el de modificar la definición más amplia de trabajo infantil, el cual también debería ser prohibido y erradicado, aunque a más largo plazo.



Variables. Además de la situación laboral, se consideran mediciones del logro previo (7o.), del logro final (9o.), de algunos antecedentes socioeconómicos y demográficos del alumno, y de la composición académica y socioeconómica de la escuela.

El *logro final* (variable dependiente) es el puntaje obtenido por el alumno de 9o. año en la prueba de Matemática aplicada en 2003 (*matema_9*). Se trata de una prueba estandarizada con ítems de opción múltiple. La prueba midió diferentes dimensiones (estructuras conceptuales, procesos cognitivos y procedimientos de trabajo) de los siguientes ejes curriculares: Números y Operaciones, Nociones Geométricas, Mediciones y Nociones de Estadísticas y Probabilidad.

La *línea de base* es el puntaje obtenido por el alumno en la prueba de 7o. año aplicada en 2001 (*matema_7*), también estandarizada y compuesta por ítems de opción múltiple, referidos a los mismos ejes y dimensiones curriculares evaluadas en 9o.

Trabajo infantil. En ambos años, los cuestionarios del alumno tenían la pregunta: “Además de asistir a la escuela, ¿trabajas?”, seguida de otras referidas al lugar, pago y extensión horaria del trabajo. Estas variables fueron utilizadas como criterios para consistir la respuesta a la primera pregunta. Con las respuestas en ambos años se genera una variable con tres valores, a saber: 1) “No” en ambos años; 2) “Sí” en un año y “No” en otro y 3) “Sí” en ambos años. Aplicando el método de variables mudas (*dummy*) se obtienen dos variables mudas: *traba_algu* (trabajó en algún periodo) y *traba_siem* (trabajó siempre), siendo “No” en ambos años la variable “base”.

Los *antecedentes del alumno* se refieren a características demográficas (edad y género), económicas (bienes en el hogar y hacinamiento habitacional) y socioculturales (nivel educativo familiar, tenencia de libros y materiales didácticos en el hogar), definidas de la siguiente forma:

<i>Siglas</i>		
<i>Edad</i>	Edad del alumno (en años)	(de 12 a 15 o más)
<i>Masculino</i>	Género del alumno	(Mujer = 0; Hombre = 1)
<i>Hacinamiento</i>	Hacinamiento habitacional en hogar	(n_moradores/ n_habitaciones)
<i>niv_eco</i>	Tenencia 19 bienes/servicios hogar	(Ítem: Sí =1; No = 0; sumatoria 0-19)
<i>educación flia</i>	Educación padre+Educación madre	(Ninguno = 0; Primaria incomp. = 1; ...; Universidad completa = 9)
<i>Libros</i>	Cantidad de libros en el hogar	(Ninguno = 0; ...; Más de 100 = 5)
<i>utiles</i>	Tenencia material didáctico escolar	(Todos = 1; Algunos o ninguno = 0)

Todas las variables no-dicotómicas han sido estandarizadas, con media cero y desviación estándar igual a 1. Es una forma de centrar en torno de la gran media (Bryk y Raudenbush, 1992) y permite comparar directamente las estimaciones de los efectos de las diversas variables. De esta manera, el coeficiente expresa cuánto aumentará (+) o disminuirá (-) la variable dependiente por cada unidad adicional de desvío estándar en la variable independiente, cuando todas las otras variables se tienen en cuenta simultáneamente. Por tanto, estos coeficientes son equivalentes a los valores “beta”, propios de los modelos de regresión ordinaria. Las variables dicotómicas se tratan como clasificaciones fijas y se usa el método de variables mudas. En este caso, el coeficiente representa la diferencia “esperada” de logro entre los alumnos en ambas categorías de la dicotomía.

La *composición académica* de la escuela es el logro promedio de los alumnos de la escuela en *matema_7*. Para medir la composición socioeconómica, demográfica y de trabajo infantil de la escuela se agregan (promedio o porcentaje) y estandarizan las diferentes variables de *antecedentes del alumno y de trabajo infantil*:



Siglas	
<i>edad_esc</i>	Edad promedio de los alumnos
<i>%masculino</i>	Porcentaje de alumnos del sexo masculino
<i>Hacina_esc</i>	Hacinamiento promedio
<i>niv_eco_esc</i>	Tenencia promedio de bienes/servicios en el hogar
<i>educación_esc</i>	Educación promedio familiar
<i>libros_esc</i>	Cantidad promedio de libros en el hogar
<i>utiles_esc</i>	Porcentaje de alumnos con todo el material didáctico escolar
<i>trabajo_esc</i>	Porcentaje de alumnos que trabajaron alguna vez o siempre.

Técnica y estrategia de análisis. Para el análisis de las relaciones entre las diferentes variables se utilizó el programa MLwinN (Goldstein *et al.*, 1998), basado en el método de análisis estadístico por niveles múltiples o modelos jerárquicos lineales (Aitkin y Longford, 1986; Bryk y Raudenbush, 1992; Goldstein, 1995). Los datos permiten definir modelos con dos niveles de agrupamiento (alumno: nivel 1 y escuela: nivel 2) y dos partes. La parte fija son los parámetros que determinan una línea promedio para

todos los alumnos de todas las escuelas, bajo el supuesto de que la intensidad de las correlaciones es constante en todas las escuelas. En la parte aleatoria se estiman: 1) la variación de los logros promedio de aprendizajes de las escuelas alrededor del aprendizaje promedio de todas las escuelas y 2) la variación de las líneas de regresión en cada escuela en torno a la línea promedio general. El criterio de significación estadística adoptado es $\text{prob.} \leq 0,001$.⁶ El análisis se desarrolla en etapas o modelos sucesivos.

Modelo vacío (nulo o incondicional): partición inicial de la varianza de *matemática_9* en sus dos componentes: alumno y escuela. Este modelo no tiene predictor y se expresa así:

$$\text{matema_9}_{ij} = \beta_{0ij}\text{cons}; \quad \beta_{0ij} = \beta_0 + \mu_{0j} + e_{0ij}$$

donde *matema_9_{ij}* es el puntaje obtenido en Matemática por el alumno *i* en la escuela *j*; *cons* es una constante = 1 y β_{0ij} es un parámetro asociado a *cons*, con β_0 de logro promedio estimado (*parte fija*), y μ_{0j} y e_{0ij} son “residuos” en el nivel de escuela y alumno, respectivamente, cantidades aleatorias, no correlacionadas, normalmente distribuidas, con media = 0 y cuyas varianzas respectivas (σ_{μ} y σ_e) deberán ser estimadas. Esta misma notación se mantiene para los modelos restantes.

Valor agregado y trabajo infantil. En esta etapa se contrastan tres modelos, compuestos sólo por coeficientes en la parte fija, referidos al efecto del logro previo y del trabajo infantil:

Modelo A: Efecto del logro previo en matemática:

$$\text{matema_9}_{ij} = \beta_{0ij}\text{cons} + \beta_1\text{matema_7}_{ij}$$

Modelo B: Efecto del trabajo infantil:

$$\text{matema_9}_{ij} = \beta_0\text{cons} + \beta_2\text{Trabajo}_{ij}$$

Modelo C: Efecto conjunto del logro previo y del trabajo infantil:

$$\text{matema_9}_{ij} = \beta_{0ij}\text{cons} + \beta_1\text{matema_7}_{ij} + \beta_2\text{Trabajo}_{ij}$$

⁶ El grado de ajuste (probabilidad) de un modelo se estima con base en la diferencia entre los valores de la razón de máxima verosimilitud del modelo que se está analizando y del modelo antecedente, diferencia que puede ser referida a la distribución de chi-cuadrado y cuyos grados de libertad quedan definidos por la cantidad de nuevos parámetros ajustados en el modelo que se está analizando.

donde β_1 es un parámetro para ser estimado que expresa el efecto fijo de *matema_7* sobre *matema_9* y β_2 son dos parámetros para ser estimados en la parte fija y que expresan las relaciones entre el *matema_9*, por un lado, y las mediciones de trabajo infantil (*traba_algun*; *traba_siem*), por el otro.

Aleatorización de los efectos. Las varianzas en ambos niveles (alumno y escuela) son funciones de las variables explicativas en la parte fija del *Modelo C*. En primer lugar, se modela la varianza en el nivel alumno, compuesta por la varianza del intercepto y las covarianzas; las varianzas de las variables explicativas se asumen igual a 0 (cero). En la parte fija, el *Modelo C* se reescribe así:

$$\text{Modelo D: } \textit{matema_9}_{ij} = \beta_{0ij}\text{cons} + \beta_{1i}\textit{matema_7}_{jj} + \beta_{2i}\textit{Trabajo}_{ij}$$

La única diferencia importante con el modelo anterior es que ahora los coeficientes β tienen un subscrito i indicando la covarianza intra-escuela, compuesto por su valor promedio general ($\beta_1; \beta_2$) y una parte aleatoria en el nivel alumno ($e_{1i}; e_{2i}$), con media cero y covarianzas a ser estimada ($\sigma_{e_1}; \sigma_{e_2}$). Entonces,

$$\text{Varianza alumno} = \sigma^2_{e_0}\text{cons}^2 + 2\sigma_{e_0i}\text{cons}^*z_{\textit{matema_7}_{jj}} + \sum 2\sigma_{e_02}\text{cons}^*\textit{Trabajo}_{ij}$$

En los modelos anteriores se suponía que la intensidad de la asociación entre la variable-criterio y cada uno de los factores individuales era similar en todas las escuelas; sin embargo, ella puede variar. Para evaluar esta posibilidad se permite que tal correlación varíe en el nivel escuela. Mientras que la estimación del intercepto (promedio) es la varianza de los promedios de las escuelas alrededor de la media global, la estimación del coeficiente en la parte aleatoria es la varianza del efecto de la variable en cada escuela alrededor del efecto promedio estimado (parte fija). Con la finalidad de simplificar el análisis, se supone que la covariación entre intercepto y pendiente es no significativa. El objetivo de este análisis es saber si la fuerza de la incidencia de esos factores varía entre las escuelas. Para este caso, el modelo anterior se reescribe así:



Modelo E:

$$matema_9_{ij} = \beta_{0ij} \text{cons} + \beta_{1ij} \text{matema_7}_{ij} + \sum \beta_{2ij} \text{Trabajo}_{ij}$$

$$\beta_{0ij} = \beta_0 + \mu_{0j} + \epsilon_{0ij}; \beta_{1j} = \beta_1 + \mu_{1j}; \beta_{2j} = \beta_2 + \mu_{2j}$$

Ahora los coeficientes β 's tienen un subscrito j indicando que varían entre las escuelas, compuesto por su valor promedio general ($\beta_1; \beta_2$) y una parte aleatoria ($\mu_{1j}; \mu_{2j}$), con media cero y con varianza a ser estimada ($\sigma_{\mu 1}; \sigma_{\mu 2}$).

Efecto contextual del logro antecedente y el trabajo infantil, composición). Las variables de composición académica de entrada y de trabajo infantil se incluyen en el modelo anterior. Ahora, la parte fija del modelo se expresa así:

Modelo F:

$$matema_9_{ij} = \beta_{0ij} \text{cons} + \beta_{1ij} \text{matema_7}_{ij} + \sum \beta_{2ij} \text{Trabajo}_{ij} + \beta_3 \text{matema_esc}_j + \beta_4 \text{Trabajo_esc}_j$$

$$\beta_{0ij} = \beta_0 + \mu_{0j} + \epsilon_{0ij}; \beta_{1j} = \beta_1 + \mu_{1j}; \beta_{2j} = \beta_2 + \mu_{2j}$$

donde β_3 y β_4 son parámetros para ser estimados en la parte fija y que expresan las relaciones entre *matema_9*, por un lado, y la "composición" académica de entrada y la incidencia del trabajo infantil en la escuela, por el otro. Estas últimas mediciones están definidas en el nivel escuela y, por tanto, no incluyen los sufijos i (nivel alumno).

Con la misma lógica expuesta en los modelos anteriores, el análisis continúa con la siguiente secuencia: *Modelo G:* efecto sólo de las variables de antecedentes socioeconómicos del alumno individual; *Modelo H:* adición de las variables de trabajo infantil del alumno; *Modelo I:* adición de la composición socioeconómica y cultural de la escuela; *Modelo J:* adición de la composición académica y de trabajo infantil de la escuela. La secuencia propuesta permite acceder a un entendimiento más pormenorizado de los datos.

IV. RESULTADOS

Efectos del logro previo y del trabajo infantil. En la primera columna del cuadro 1 se muestran las estimaciones y errores estándares al modelo vacío o incondicional. Alrededor del 33.4% de la va-

riación total del rendimiento en 9o. se debe a diferencias entre los rendimientos promedios de las escuelas (inter-escuela) y el resto (66.4%) deviene de las diferencias entre los rendimientos de los alumnos dentro de las escuelas (intra-escuela). Cuando se modela *matema_7* (*Modelo A*) se constata que el efecto del logro previo (coeficiente = 0.661) es un fuerte predictor del logro final, produciendo una reducción abrupta, tanto de la varianza inter-escuela ($128.8-38,6/128.8 = -\Delta 70\%$) como de la intra-escuela ($-\Delta 36\%$). La alta incidencia sobre la primera refleja la marcada selectividad académica de entrada en la red institucional estudiada.⁷ En consecuencia, el logro en 7o. explica alrededor del 47% de la variación total de *matema_9*.

A continuación se modelan las variables referidas al trabajo infantil (*Modelo B*), pero sin el logro previo. Esta operación permite evaluar el efecto del trabajo infantil sobre el rendimiento bruto en 9o. (*matema_9*). De acuerdo con los resultados, los alumnos que trabajaron durante algún periodo rinden, en promedio, 5.11 puntos menos que los alumnos que nunca trabajaron. Esta distancia es aun mayor cuando se trata de los alumnos que trabajaron siempre (-7.85 puntos). Por ello, el rendimiento promedio general de los alumnos que nunca trabajaron sube a 45.80%. Estas estimaciones son significativas, conforme a los valores del test de máxima verosimilitud. No obstante, la capacidad explicativa de estos indicadores (inter-escuela = $-\Delta 13\%$; intra-escuela = $-\Delta 3\%$) es notablemente menor que la observada para el logro previo.

Por último, se modelan de manera conjunta el logro en 7o. y las variables de trabajo. Los resultados se presentan como *Modelo C*. Al incluir el logro previo se está estimando el efecto del trabajo infantil sobre el “progreso” de aprendizaje y no simplemente sobre el rendimiento en 9o. Como se esperaba, la magnitud estimada de los coeficientes de ambas variables de trabajo infantil disminuye marcadamente. Sin embargo, los efectos de

⁷ En general, se espera que las variables afecten principalmente a la varianza del nivel en el que ellas estén definidas. Así, por ejemplo, las variables individuales del alumno deberían afectar principalmente a la varianza del nivel alumno. Sin embargo, cuando la composición de los grupos (escuela) respecto a las variables explicativas individuales no es igual para todos ellos, se producirá también una caída de la varianza a nivel de esos grupos (inter-escuela). Entonces, las variables explicativas del nivel individual (alumno) explicarán parte de la varianza individual y parte de la grupal.



esas variables continúan siendo significativos.⁸ Es decir, cuando se considera (controla) el nivel de logro de entrada persisten diferencias significativas entre los rendimientos promedios esperados de los alumnos que nunca trabajaron respecto a los que lo hicieron alguna vez (-2.57 puntos) o siempre (-3.56). Inicialmente, entonces, el trabajo infantil parece afectar no sólo el rendimiento, sino también el “progreso de aprendizaje” del alumno. De manera conjunta, ambas variables producen una caída relativa del 8% en la varianza inter-escuela y del 1% en la intra-escuela.

El Modelo C muestra las estimaciones recalculadas con ambos rendimientos estandarizados. Ahora, los coeficientes del trabajo infantil expresan el efecto sobre el progreso de aprendizaje en unidades de desvío estándar. Es decir, la tasa promedio de progreso de los alumnos trabajadores es inferior a la de los no-trabajadores en 0.136 y 0.188 desvíos estándar, según cuál sea el indicador de trabajo infantil de referencia. A partir de aquí todas las variables asumidas como intervalares han sido previamente estandarizadas, con el objeto de facilitar la comparación de sus efectos y obtener una estimación directa de los cambios porcentuales en la varianza de cada nivel de agregación (alumno y escuela). Por lo tanto, el valor del test de máxima verosimilitud para considerar en las siguientes evaluaciones de significancia estadística es el de este modelo.

Aleatorización del nivel alumno. El objetivo principal de esta operación es determinar si los alumnos que trabajan difieren de los que no lo hacen respecto del grado de heterogeneidad en el progreso de aprendizaje. Si ello es así, se intentará identificar si tal diferencia tiene que ver con los factores explicativos considerados, puesto que ellos pueden tener efecto sobre la varianza del alumno, además de su efecto en la parte fija del modelo (Goldstein, 1995). Asimismo, esta modelización incrementa la precisión y permite que la variación compleja en el nivel escuela sea más ajustada (Goldstein y Rasbash, 1993).

En primer lugar, se estima la variación de *traba_algu* y *traba_siem* respecto de la de aquellos que no lo hacen. Para ello, no se incluye el término *matema_7* y se constriñe la varianza a 0 (cero), o sea, se

⁸ Para dos parámetros nuevos, la diferencia entre los tests de máxima verosimilitud de los modelos en las columnas 2 (= 42080.1) y 3 (= 42026.2), tiene probabilidad ≤ 0.001 .

consideran sólo las dos covarianzas de los alumnos que trabajan. Los resultados se presentan en la columna 1 del cuadro 2. Ya que no se producen cambios importantes en las estimaciones de la parte fija se omite su presentación. La varianza de los alumnos no-trabajadores es estimada en 0.495, al tiempo que ambas covarianzas resultan significativas. De estas estimaciones se infiere que los niños que trabajan no sólo rinden menos, sino que además son un grupo más homogéneo que los que no trabajan respecto del progreso en Matemática (heteroscedasticidad).⁹ Finalmente, el término *matema_7* también es significativo y, por tanto, se lo mantiene en la modelización final del nivel alumno (*Modelo D*).

Aleatorización nivel escuela. En este paso se pretende descubrir si los efectos del trabajo infantil y del logro previo varían entre las escuelas y si existe covarianza entre los mismos. Los resultados se exponen como *Modelo E* (cuadro 2). No fue posible obtener convergencia con *traba_algu*. Por otra parte, tanto la varianza como los términos de covarianza de *traba_siem* resultan no significativos. Por lo tanto, el efecto del trabajo infantil no varía entre las escuelas, es decir, la distancia promedio esperada entre alumnos trabajadores y no-trabajadores es la misma en todas las escuelas; además, esta distancia no varía según sea el progreso promedio de la escuela (*cons*traba_siem*). O sea, la ausencia de significación estadística de la covariación entre intercepto y trabaja ($= -0.013$) implica que la diferencia entre trabajador y no-trabajador no varía según cuál sea el progreso de aprendizaje de los que no trabajan. Por lo tanto, el hecho de que cualquier escuela amplíe la diferencia trabaja/no trabaja no permite predecir el desempeño de los alumnos que no trabajan. Asimismo, la intensidad del efecto del rendimiento previo no es diferente entre los alumnos que trabajan y quienes no lo hacen (*matema*traba*). La variación de la tasa de progreso no altera la distancia entre alumnos trabajadores y no-trabajadores. Por otro lado, el efecto del rendimiento en 7o. sí varía entre escuelas ($= 0.012$). Además, existe covarianza positiva entre éste y el rendimiento promedio de la escuela ($= 0.029$), es



⁹ La función varianza de este modelo es la sumatoria de la varianza y los dos términos de covarianza: $\sigma^2_{\text{cons } 2} + 2\sigma_{\text{e0 cons} * \text{traba_alguij}} + 2\sigma_{\text{e0 cons} * \text{traba_siemij}}$, es decir, $0.495 + (2 * - 0.046 + 2 * - 0.067) = 0.267$.

decir, el efecto de *matema_7* (pendiente) aumenta a medida que el rendimiento promedio en la escuela (intercepto) sea mayor.¹⁰

Composición de trabajo. Ahora el interés reside en determinar si existe algún efecto “contextual” del trabajo infantil, considerando también el probable efecto contextual de la composición académica de entrada en la escuela. Para ello se incluyen las variables *trabajo_esc* y *matema_esc*, ambas de composición: porcentaje de alumnos que trabajan y promedio del rendimiento previo en la escuela. En el cuadro 3 se presentan los resultados obtenidos (*Modelo F*). Ambos términos de composición tienen efecto significativo. La varianza inter-escuela no-explicada ha caído de manera abrupta, constituyendo ahora alrededor del 3.4% de la varianza total inicial, valor próximo a la pérdida de significación. Inicialmente, entonces, tanto el nivel académico promedio de entrada como la frecuencia relativa de trabajo infantil en la escuela explican una porción significativa de las diferencias en el progreso de aprendizaje promedio entre las escuelas. Cuanto mayor sea el promedio del nivel de logro de entrada de los alumnos, mayor será el progreso promedio obtenido por los alumnos. Y a la inversa, cuanto mayor sea la proporción de alumnos trabajadores en las escuelas, menor será el progreso promedio obtenido por los alumnos. Es decir, la menor densidad de trabajo infantil favorece a todos los alumnos en cuanto al progreso de aprendizaje. Por último, se constata una caída significativa del término de covarianza positiva entre el rendimiento en 7o. y el rendimiento promedio de la escuela en 9o. (de 0.029 a 0.008),¹¹ indicando su asociación con las mediciones de composición analizadas.

Interacciones del efecto trabajo. Fueron experimentados los términos interactivo entre ambas variables *dummies* de trabajo y las variables de composición anteriormente analizadas. Ninguna de las interacciones resultó estadísticamente significativa. Por tanto, la distancia de progreso entre trabajador y no-trabajador no cambia según el nivel promedio de rendimiento, o sea, no existen in-

¹⁰ La correlación entre pendiente e intercepto se calcula así: $0.029/\sqrt{0.114*0.012} = 0.78$.

¹¹ El valor de probabilidad de esta estimación ha ascendido a 3.4%. Procesamientos no mostrados indicaron que la variable *matema_esc* pesa más que *trabajo_esc* en la explicación de esa correlación entre intercepto y pendiente.

dicios para esperar tasas de progreso diferentes entre dos alumnos trabajadores en escuelas con promedio de rendimiento diferente. De la misma forma, la distancia de progreso entre trabajador y no-trabajador no cambia por la proporción de alumnos trabajadores en la escuela: de dos alumnos trabajadores en escuelas con composición laboral diferente no habrá que esperar tasas de progreso diferentes. Los niños trabajadores progresan menos y ello es así aun cuando cambien los dos contextos analizados.

Antecedentes personales y familiares del alumno. Todos los indicadores relativos al origen social del alumno y a otras características individuales resultaron significativamente asociados al rendimiento bruto de 9o. cuando se los consideró de manera individual. Sin embargo, el indicador de nivel económico familiar (bienes) se torna no significativo cuando actúa en forma conjunta con el nivel educativo de los padres (educación) y, por tanto, se lo extrajo del análisis. El *Modelo G* en el cuadro 4 resulta de modelar todos estos indicadores conjuntamente con el logro previo. Por tanto, con este modelo se evalúa el efecto de estos indicadores de entrada sobre el progreso en el aprendizaje. Todos los indicadores resultan significativos y, por tanto, inciden no sólo sobre el rendimiento en 9o., sino también sobre la tasa de progreso. Al comparar estos resultados con las estimaciones de la columna 2 del cuadro 1 se constata una caída muy importante en la varianza inter-escuela, comportamiento que expresa la segmentación socioeconómica y cultural del entramado institucional.

En el *Modelo H* se procede a incorporar las variables referidas al trabajo infantil. En general, todos los indicadores socioeconómicos descienden levemente y continúan siendo significativos, con excepción de educación. Este comportamiento refleja el grado de superposición de esos indicadores con los propios del trabajo infantil. Pero, por otro lado, la magnitud de los coeficientes de estos últimos (-0.135 y -0.186) no difiere de la obtenida anteriormente, cuando actuaban sólo con *matema_7* (cuadro 1, *Modelo C*), indicando la existencia de un efecto propio y, en gran parte, diferente de los otros indicadores.

Contexto socioeconómico y de género. Se investiga ahora la existencia de efectos contextuales de la composición socioeconómica, cultural y de género de la escuela. Con excepción de la propor-

ción de hombres en la escuela, todos los indicadores resultaron estadísticamente significativos. En principio, entonces, todos ellos explican una porción significativa de la variación inter-escuela dejada sin explicar por las variables individuales antes analizadas. Para obtener el *Modelo I*, las variables de composición se incorporan al *Modelo H* una por una y de acuerdo con su eficacia predictiva, según el test de máxima verosimilitud. La variable con el mayor efecto es *hacina_esc* y, por tanto, su efecto se adopta como criterio de referencia para evaluar la significación de las restantes variables de composición. La única que realiza un aporte significativo a la explicación de la varianza en el nivel escuela, una vez que el efecto de *hacina_esc* ha sido controlado, es *utiles_esc*. De acuerdo con estos resultados, cuanto mayor sea el nivel socioeconómico promedio de los padres, más acelerado será el progreso de aprendizaje en Matemática, y ello favorece a todos los alumnos en la escuela. La proporción de alumnos con todos los recursos didácticos solicitados por la escuela también afecta la tasa de progreso en Matemática. Estas variables causan una notable caída de la varianza inter-escuela no explicada (residuo del nivel escuela), representando ahora apenas el 2.1% de la varianza total inicial. Además, se observa una disminución importante del término de covarianza aleatorio *cons*matema_7*, sugiriendo su dependencia de las características del contexto institucional.

Efecto de las composiciones académica de entrada y del trabajo infantil. En este paso interesa saber si las composiciones académica y de trabajo infantil mantienen efectos propios, detectados anteriormente (cuadro 3). Con tal objetivo, ambas variables son incorporadas al Modelo I (cuadro 4) y se recalculan todas las estimaciones. Los resultados se presentan como *Modelo J*. En primer lugar, la composición académica de entrada ahora es no-significativa. Por tanto, cuando su efecto de controlar por los indicadores de composición socioeconómica se torna prescindible, la selectividad académica se superpone totalmente con la selectividad sociocultural de las instituciones escolares. Entonces, el efecto de estos dos aspectos de la composición del alumnado es expresado en forma sintética por *utiles_esc* y *hacina_esc*.

El coeficiente de la composición laboral en la escuela ($= -0.058$) también ha disminuido de manera abrupta en comparación con el registrado en el cuadro 3 ($= -0.116$). También la magnitud de

los coeficientes de *utiles_esc* y *hacina_esc* ha disminuido notablemente, reflejando la superposición con el efecto de *trabajo_esc*. Sin embargo, éste continúa siendo estadísticamente significativo. Por lo tanto, cuanto mayor sea la proporción de alumnos trabajadores, menos acelerado será el progreso de aprendizaje en Matemática, y ello afecta a todos los alumnos en la escuela. El conjunto de variables incluidas en este modelo ha dejado sin explicar (residuo) una varianza inter-escuela equivalente al 1.8% de la varianza total inicial, donde esa variación representaba el 33.4% del total (véase modelo vacío en el cuadro 1). En otras palabras, casi la totalidad de las desigualdades en el rendimiento promedio obtenido por las escuelas se debe a los aspectos de la composición del alumnado incluidos en este modelo.

Interacciones. Fueron evaluados los términos interactivos de *traba_siem* con las variables individuales del alumno y las mediciones de composición incluidas en el modelo final. Ninguno de los términos interactivos resultó significativo. Por lo tanto, el efecto del nivel socioeconómico del alumno no es diferente entre los niños que trabajan y quienes no lo hacen; la distancia hombre-mujer en el progreso de aprendizaje tampoco difiere entre alumnos trabajadores y no-trabajadores. Además, se confirma que la magnitud del efecto del trabajo infantil no es afectada por cambios en el contexto escolar.

V. DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

En este trabajo se ha analizado el efecto del trabajo infantil sobre el progreso en el aprendizaje de Matemática en una cohorte de alumnos —desde el 7o. (2001) al 9o. (2003) años— de la provincia de Buenos Aires. Se utilizó el enfoque de valor agregado y se aplicó la técnica de análisis estadístico multinivel.

El análisis de los datos ha permitido constatar que el trabajo precoz tiene un efecto negativo sobre el progreso en el aprendizaje escolar de Matemática. Los alumnos trabajadores no sólo obtienen más bajos rendimientos en 9o. año respecto de los alumnos que no trabajan (7.9 y 5.1 puntos porcentuales, según si trabajaron siempre o algún tiempo durante el periodo estudiado), sino que además experimentan tasas de progreso relativo significativamente inferiores —3.56 y 2.57 puntos, respectivamente—. El



trabajo infantil afecta no sólo el rendimiento, sino también el progreso de aprendizaje del alumno. Además, se estableció que los alumnos trabajadores constituyen un grupo más homogéneo a este respecto que los no-trabajadores, es decir, sus bajos progresos relativos tienden a igualarse en forma acentuada.

No existen diferencias significativas entre las escuelas respecto del efecto del trabajo infantil sobre el progreso del alumno y, por tanto, la distancia promedio esperada entre alumnos trabajadores y no-trabajadores es la misma en todas las escuelas. Ello es así cualquiera sea el nivel del progreso promedio de la escuela. Además, la intensidad del efecto del rendimiento previo no es diferente entre los alumnos que trabajan y quienes no lo hacen. La diferencia trabaja/no trabaja no varía según el progreso de aprendizaje de los que no trabajan. Por lo tanto, el hecho de que cualquier escuela amplíe la diferencia trabaja/no trabaja no permite predecir el desempeño de los alumnos que no trabajan.

Tanto el nivel académico promedio de entrada como la frecuencia relativa de trabajo infantil en la escuela explican una porción significativa de las diferencias en el progreso de aprendizaje promedio entre las escuelas. Cuanto mayor sea la proporción de alumnos trabajadores en las escuelas, menor será el progreso promedio obtenido por los alumnos. Es decir, la menor densidad de trabajo infantil favorece a todos los alumnos en cuanto al progreso de aprendizaje.

La distancia de progreso entre trabajador y no-trabajador no cambia según el nivel promedio de rendimiento, o sea, no existen indicios para esperar tasas de progreso diferentes entre dos alumnos trabajadores en contextos con promedio de rendimiento diferente. De la misma forma, la distancia de progreso entre trabajador y no-trabajador no cambia por la proporción de alumnos trabajadores. Los niños trabajadores progresan menos y ello es así aun cuando cambien los dos contextos analizados.

La intensidad del efecto del trabajo infantil no cambia cuando se controla el efecto de las características socioeconómicas familiares del alumno. Por tanto, el trabajo infantil tiene un efecto propio y, en parte, diferente de los otros indicadores. De dos alumnos con igual origen social, aquel que trabaje muy probablemente obtendrá un progreso de aprendizaje inferior al del otro.

También el contexto laboral de la escuela (proporción de alumnos que trabajan) tiene efecto propio sobre el progreso educativo: cuanto mayor sea la proporción de alumnos trabajadores, menos acelerado será el progreso de aprendizaje en Matemática, y ello afecta a todos los alumnos en la escuela. Esta conclusión se sostiene aun después de considerar las características socioeconómicas del alumnado de la escuela.

El carácter longitudinal de los datos respecto de los logros en Matemática (valor agregado) ha permitido extraer conclusiones acerca del impacto del trabajo infantil sobre el progreso de aprendizaje, nunca estudiado en Argentina y poco frecuente en la investigación internacional sobre el tema. Por ser datos agrupados institucionalmente (escuela) y haber aplicado la técnica de análisis multinivel, ha sido posible también inferir conclusiones acerca de las interrelaciones entre el trabajo infantil y otras características individuales y contextuales del sistema educativo.

Sin embargo, los datos tratados no permiten captar la totalidad del efecto perjudicial del trabajo infantil, ni su dinámica en el espacio social más amplio. En primer lugar, no se considera a los niños de diez a 14 años excluidos de manera temprana del sistema escolar (3.6%), fenómeno muy probablemente asociado a formas extremas de pobreza y trabajo infantil. En segundo lugar, no registra a quienes, habiendo llegado al último año de la educación primaria (7o.), abandonaron la escuela antes de alcanzar el 9o., deserción escolar muy probablemente vinculada también a la incorporación temprana al mercado laboral. Dadas estas limitaciones, parece recomendable considerar este tipo de estudio como mutuamente complementario con aquellos que analizan bases de datos poblacionales más amplias. Un ejemplo de ello es un trabajo reciente sobre el caso argentino (Crosta, 2006), cuyo tratamiento metodológico, además de original, cumple con esta condición y ayuda a construir una imagen más integral del efecto del trabajo infantil sobre la educación en Argentina.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Abler, D., J. Rodríguez y H. Robles. "The allocation of Children's Time in Mexico and Peru", en *Ensayos de Trabajo*, 98-

08, Pensilvania, Instituto de Investigaciones Demográficas de la Universidad Estatal de Pensilvania, 1998.

- Aitking**, M. y N. Longford. "Statistical modelling issues in school effectiveness", en *Journal of the Royal Statistical Society A*, 149, 1986, pp. 1-42.
- Akabayashi**, H. y G. Psacharopoulos. "The trade-off between child labour and human capital formation: a Tanzanian case study", en *Journal of Development Studies*, 35 (5), 1999, pp. 120-140.
- Beegle**, K., R. Dehejia y R. Gatti. "Why should we care about child labor?", World Bank y Columbia University, mimeo, 2004.
- Boozer**, M. A. y T. K. Suri. "Child labour and schooling decisions in Ghana", Boston, Yale University, mimeo, 2001.
- Bryk**, A. y S. Raudenbush. *Hierarchical Linear Models for Social and Behavioral Research: Applications and Data Analysis Methods*, Newbury Park, CA, Sage, 1992.
- Cervini**, R. "Trabajo infantil urbano y logro en matemáticas de la educación básica", en *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 10 (25), 2005, pp. 451-480.
- Crosta**, F. *Heterogeneidad en el Acceso a la Educación Media y el Trabajo Infantil*. Aceptado para publicación en *Education Policy Analysis Archives*, 2006.
- Edmonds**, E. "Is child labour inefficient? Evidence from large cash transfers", Dartmouth University, mimeo, 2002.
- Fyfe**, A. *Child Labour*, Cambridge, Poly Press, 1989.
- Goldstein**, H. *Multilevel Models in Educational and Social Research*, Londres, Griffin, 1995.
- Goldstein**, H. et al. *A user Guide to MlwinN*, Londres, University of Londres, 1998.
- Goldstein**, H. y J. Rasbash. "A multilevel analysis of school examination results", en *Oxford Review of Education*, vol. 19(4), pp. 425-433, 1993.
- Heady**, C. "What is the effect of child labour on learning achievement? Evidence from Ghana", en *Innocenti Working Papers*, 79, Florencia, UNICEF, 2000.
- IPEC/ILO**. "Every child counts-New global estimates on child labour", en *International Programme on the Elimination*



- of Child Labour*, Génova, International Labour Office, 2002.
- IPEC/MTEySS. “Actualización diagnóstica del trabajo infantil en la Argentina”, en *Programa Internacional para la Erradicación del Trabajo Infantil*, Buenos Aires, Ministerio del Trabajo, Empleo y Seguridad Social, 2002.
- Knaul, F.** “El efecto del trabajo infantil y la deserción escolar en el capital humano”, en L. López Calva (comp.). *Trabajo infantil-Teoría y lecciones de la América Latina*, El Trimestre Económico, Lecturas núm. 97, México, 2006, pp. 397-437.
- . “Young workers, street life and gender: The effect of education and work experience on earnings in Colombia”, Tesis de doctorado, Departamento de Economía, Universidad de Harvard, 1995.
- Knaul, F.** y S. Parker. “Patterns over time and determinants of early labor force participation and school drop out: Evidence from longitudinal and retrospective data on Mexican children and youth”, presentado en la reunión de la Asociación Demográfica de América de 1998, Chicago, 1998.
- Laboratorio Latinoamericano de la Evaluación de la Calidad de la Educación** (LLECE). *Primer Estudio Internacional Comparativo-Informe Técnico*, Santiago, OREALC/UNESCO, 2001.
- López Calva, L.** y M. Madrid Trillo. “Introducción-Mitos, teorías y evidencias”, en L. López Calva (comp.), *op. cit.*, 2006.
- Nielsen, H. S.** “Child labour and school attendance: two joint decisions”, en *Working Paper, 98-15, Centre for Labour Market and Social Research*, University of Aarhus and the Aarhus School of Business, 1998.
- Nuttall, D., H. Goldstein, R. Prosser y J. Rasbash.** “Differential school effectiveness”, en *International Journal of Educational Research*, vol. 13 (7), 1989: pp. 769-776.
- Oficina Internacional del Trabajo** (OIT). *La eliminación del trabajo infantil-Un objetivo a nuestro alcance*, Ginebra, OIT, 2006.



- Orazem, P. y V. Gunnarsson. "Child labour, school attendance and performance: A review", en *ILO/IPEC Working Paper*, Génova, International Programme on the Elimination of Child Labour/International Labour Office, 2003.
- Patrinos, H. A. y G. Psacharopoulos. "Educational performance and child labour in Paraguay", en *International Journal of Educational Development*, 15 (1), 1995, pp. 47-60.
- . "Family size, schooling and child labour in Peruan empirical analysis", en *Journal of Population Economics*, 10, 1997, pp. 387-405.
- Payne, J. "The impact of part-time jobs in year 12 and 13 on qualification achievement", en *British Educational Research Journal*, 29 (4), 2003, pp. 599-611.
- Post, D. y S. Pong. "Employment during middle school: The effects on academic achievement in the U.S. and abroad", en *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 22 (3), 2000, pp. 273-298.
- Psacharopoulos, G. "Child labor *versus* educational attainment: some evidence from Latin America", en *Journal of Population Economics*, 10, 1997, pp. 377-386.
- Quirk, K., T. Keith y J. Quirk. "Employment during high school and student achievement: Longitudinal analysis of national data", en *The Journal of Educational Research*, 95 (1), 2002, pp. 4-10.
- Ravallion, M. y Q. Wodon. "Does child labour displace schooling? Evidence on behavioural responses to an enrolment subsidy", en *Economic Journal*, 100 (marzo), 2000, pp. 158-175.
- Ray, R. y G. Lancaster. "Does child labour affect school attendance and school performance? Multi Country evidence on SIMPOC data", Discussion Paper (4), Australia, School of Economics, University of Tasmania, 2003.
- Rosati, F. y M. Rossi. "Children's working hours, school enrolment and human capital accumulation: Evidence from Pakistan and Nicaragua", en *Understanding Children's Work*, ILO/UNICEF/WB, mimeo, 2001
- Sánchez, M., P. Orazem y V. Gunnarsson. "The effect of child labour on Mathematics and Language achievement in



Latin America”, en *Social Protection Discussion Paper Series*, 0516, Washington DC, World Bank, 2005.

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

Wahba, J. “Child labour and poverty transmission: No room for dreams”, en *Working Paper Series*, 0108, Cairo, Economic Research Forum, 2001.



CUADRO 1. Resultados análisis multinivel: Logro previo y trabajo infantil-Matemática

Variables y Niveles	Modelos Multinivel				
	Vacio	(A)	(B)	(C)	(C)**
<i>Promedio</i>	43.59 (1.25)	17.00 (0.85)	45.80 (1.18)	18.60 (0.86)	0.021 (0.037)
<i>matema_7</i>		0.661* (0.021)		0.648 * (0.012)	0.566 * (0.011)
<i>Traba_algu</i>			-5.11 * (0.51)	-2.57 * (0.42)	-0.136 * (0.02)
<i>Traba_siem</i>			-7.85 * (0.82)	-3.56 * (0.67)	-0.188 * (0.04)
<i>Escuela</i>	128.8 (20.60)	38.6 (6.54)	112.3 (18.05)	35.6 (6.08)	0.100 (0.02)
<i>Alumno</i>	256.9 (5.05)	165.5 (3.25)	249.9 (4.91)	164.0 (3.22)	0.459 (0.01)
Test de máxima verosimilitud	44 458.6	42 080.1	44 303.6	42 026.2	11 054.1

* Prob. ≤ 0.001; ** *matema_9* y *matema_7* estandarizadas.



CUADRO 2. Resultados aleatorización del logro previo y del trabajo infantil-Matemática (parte fija)

<i>Variables y Niveles</i>	<i>Modelos</i>		
	<i>(1)</i>	<i>(D)</i>	<i>(E)</i>
Escuela	0.101	0.101	0.114 *
	(0.017)	(0.017)	(0.019)
<i>matema_7</i>			0.012 *
			(0.003)
<i>cons*matema_7</i>			0.029 *
			(0.007)
<i>traba_siem</i>			0.002
			(0.009)
<i>cons*traba_siem</i>			-0.013
			(0.011)
<i>matema*traba</i>			-0.004
			(0.004)
Alumno	0.495 *	0.487 *	0.482 *
	(0.012)	(0.012)	(0.012)
<i>matema_7</i>		0.040 *	0.040 *
		(0.005)	(0.005)
<i>traba_algu</i>	-0.046 *	-0.036 *	-0.037 *
	(0.010)	(0.009)	(0.009)
<i>traba_siem</i>	-0.067 *	-0.048 *	-0.053 *
	(0.014)	(0.013)	(0.013)
Test de verosimilitud	11 021.9	10 952.6	10 905.8

* Prob. ≤ 0.001.



CUADRO 3. Efecto composición logro previo y trabajo

<i>VARIABLES Y NIVELES</i>	<i>Modelo (F)</i>
Parte fija	
<i>matema_7</i>	0.520 *
	0.016
<i>traba_algu</i>	-0.128 *
	(0.021)
<i>traba_siem</i>	-0.166 *
	(0.031)
<i>trabajo_esc</i>	-0.116 *
	(0.025)
<i>matema_esc</i>	0.132 *
	(0.030)
Escuela	0.034
	(0.007)
<i>matema_7</i>	0.010 *
	(0.003)
<i>con*matema_7</i>	0.008 *
	(0.004)
Alumno	0.482
	(0.012)
<i>matema_7</i>	0.040 *
	(0.005)
<i>Traba_algu</i>	-0.037 *
	(0.009)
<i>Traba_siem</i>	-0.051 *
	(0.013)
Test de verosimilitud	10 839.9

* Prob ≤ 0.001.



CUADRO 4. Resultados del análisis multinivel-Matemática

Variables	Modelos multinivel			
	(G)	(H)	(I)	(J)
Parte fija				
<i>matema_7</i>	0.508 *	0.494 *	0.505 *	0.503 *
<i>traba_algu</i>		-0.135 *	-0.132 *	-0.129 *
<i>traba_siem</i>		-0.186 *	-0.177 *	-0.169 *
Hacinamiento	-0.035 *	-0.028 *	-0.023 *	-0.023 *
<i>libros</i>	0.068 *	0.064 *	0.062 *	0.061 *
<i>Útiles</i>	0.099 *	0.092 *	0.087 *	0.087 *
<i>educación</i>	0.023 *	0.020		
<i>masculino</i>	0.067 *	0.093 *	0.091 *	0.091 *
<i>Útiles_esc</i>			0.097 *	0.084 *
<i>Hacina_esc</i>			-0.121 *	-0.063 *
<i>Trabajo_esc</i>				-0.058 *
<i>Matema_esc</i>				0.039
Escuela	0.081	0.078	0.021	0.018
<i>matema_7</i>	0.011 *	0.012 *	0.010 *	0.009 *
<i>Con*matema_7</i>	0.024 *	0.025 *	0.006 *	0.005
Alumno	0.448	0.471	0.472	0.472
<i>matema_7</i>	0.042	0.040 *	0.041 *	0.041 *
<i>Traba_algu</i>		-0.034 *	-0.035 *	-0.035 *
<i>Traba_siem</i>		-0.048 *	-0.046 *	-0.047 *
Test de máxima verosimilitud	10 854.6	10 778.4	10 714.8	10 705.1

* Prob ≤ 0.001.



ANEXO A. Resultados del análisis multinivel-Coeficientes y (errores estándares)-Matemática

Variables	Modelos multinivel			
	(G)	(H)	(I)	(J)
Parte fija				
<i>matema_7</i>	0.508 *	0.494 *	0.505 *	0.503 *
	(0.017)	(0.017)	(0.016)	(0.016)
<i>traba_algu</i>		-0.135 *	-0.132 *	-0.129 *
		(0.021)	(0.021)	(0.021)
<i>traba_siem</i>		-0.186 *	-0.177 *	-0.169 *
		(0.032)	(0.032)	(0.032)
Hacinamiento	-0.035 *	-0.028 *	-0.023 *	-0.023 *
	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)
Libros	0.068 *	0.064 *	0.062 *	0.061 *
	(0.011)	(0.011)	(0.010)	(0.010)
Útiles	0.099 *	0.092 *	0.087 *	0.087 *
	(0.020)	(0.020)	(0.020)	(0.020)
Educación	0.023 *	0.020		
	(0.011)	(0.011)		
Masculino	0.067 *	0.093 *	0.091 *	0.091 *
	(0.019)	(0.019)	(0.019)	(0.019)
<i>Utiles_esc</i>			0.097 *	0.084 *
			(0.028)	(0.027)
<i>Hacina_esc</i>			-0.121 *	-0.063 *
			(0.027)	(0.027)
<i>Trabajo_esc</i>				-0.058 *
				(0.024)
<i>Matema_esc</i>				0.039
				(0.029)
Parte aleatoria				
Escuela	0.081	0.078	0.021	0.018
	(0.014)	(0.014)	(0.005)	(0.004)
<i>Matema_7</i>	0.011 *	0.012 *	0.010 *	0.009 *
	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
<i>con*matema_7</i>	0.024 *	0.025 *	0.006 *	0.005
	(0.006)	(0.006)	(0.003)	(0.003)
Alumno	0.448	0.471	0.472	0.472
	(0.009)	(0.012)	(0.005)	(0.012)
<i>matema_7</i>	0.042	0.040 *	0.041 *	0.041 *
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
<i>Traba_algu</i>		-0.034 *	-0.035 *	-0.035 *
	10854.6	(0.009)	(0.009)	(0.009)
<i>Traba_siem</i>		-0.048 *	-0.046 *	-0.047 *
		(0.013)	(0.013)	(0.013)
Test de verosimilitud	10854.6	10778.4	10714.8	10705.1

* Prob ≤ 0.001.