

**Referencia para citar este artículo:** Acevedo, K., Quejada, R. & Yáñez, M. (2011). Estudio transversal de los determinantes del trabajo infantil en Cartagena, año 2007. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 2 (9), pp. 589 - 606.

# Estudio transversal de los determinantes del trabajo infantil en Cartagena, año 2007\*

*KARINA ACEVEDO*\*\*

Joven Investigadora Colciencias, Universidad de Cartagena, Colombia.

*RAÚL QUEJADA*\*\*\*

Profesor de la Facultad de Ciencias económicas, Universidad de Cartagena, Colombia.

*MARTHA YÁNEZ*\*\*\*\*

Profesora de la Facultad de Ciencias económicas, Universidad de Cartagena, Colombia.

*Artículo recibido marzo 30 de 2011; artículo aceptado junio 10 de 2011 (Eds.)*

**Resumen:** El trabajo infantil constituye una problemática compleja que tiene importantes repercusiones en las reservas de capital humano, en la salud de los niños y niñas, y en la persistencia de la pobreza. Nuestro principal objetivo en este artículo es dilucidar sus determinantes en la ciudad de Cartagena a través de la estimación de un modelo probit bivariado, con el cual analizamos conjuntamente las decisiones de trabajo y de asistencia escolar. Los resultados muestran que el trabajo infantil y la asistencia escolar son actividades excluyentes, siendo los determinantes más robustos de estas decisiones la educación del jefe de hogar, y la pobreza. Entre otros determinantes se encuentran las restricciones crediticias, la proximidad física a las escuelas y la tasa de ocupación de las personas adultas.

**Palabras clave:** Trabajo infantil, Asistencia escolar, Modelo probit bivariado, Determinantes del trabajo infantil y Asistencia escolar.

## Estudo transversal dos determinantes do trabalho infantil em Cartagena, ano 2007

**Resumo:** O trabalho infantil constitui uma problemática complexa que tem importantes repercussões nas reservas de capital humano, na saúde dos meninos e meninas, e na persistência da pobreza. Nosso principal objetivo neste artigo é identificar seus determinantes na cidade de Cartagena mediante da estimação de um modelo probit bivariado, com o qual analisamos conjuntamente as decisões de trabalho e de assistência escolar. Os resultados mostram que o trabalho infantil e a assistência escolar são atividades excludentes, sendo os determinantes mais robustos destas decisões a educação do chefe de lar, e a pobreza. Entre outros determinantes encontram-se as restrições creditícias, a proximidade física às escolas e a taxa de ocupação das pessoas adultas.

**Palavras-chave:** Trabalho infantil, Assistência escolar, Modelo probit bivariado, Determinantes do trabalho infantil e Assistência escolar.

---

\* Este artículo de investigación científica y tecnológica hace parte del proyecto denominado Trabajo infantil en la ciudad de Cartagena: un análisis transversal de sus determinantes y consecuencias en la productividad laboral futura. Financiado por Colciencias y la Universidad de Cartagena mediante el convenio N° 795 de fecha 22 de diciembre de 2009, para el desarrollo del programa de Jóvenes Investigadores e innovadores "Virginia Gutiérrez de Pineda". El proyecto de investigación fue realizado entre el 27 mayo de 2010 y el 27 mayo de 2011.

\*\* Economista, Universidad de Cartagena. Correo electrónico: kacevedog@unicartagena.edu.co

\*\*\* Economista, Universidad de Cartagena; Magister en Economía, Universidad Nacional de Colombia. Director del Grupo de Investigación en Mercado Laboral. Correo electrónico: rquejadap@unicartagena.edu.co

\*\*\*\* Economista, Universidad de Cartagena; Magister en Economía y Magister en Economía del Medio Ambiente y de los Recursos Naturales, Universidad de los Andes. Miembro del Grupo de Investigación en Mercado Laboral, Universidad de Cartagena. Correo electrónico: myanezc@unicartagena.edu.co

## Transversal study of Determinants of Child Labor in Cartagena, year 2007

**Abstract:** *Child labor is a complex issue with crucial consequences in human capital reserve, children's health and persistence of poverty. The main aim of this article is to elucidate its determinants in Cartagena through the estimation of a bivariate probit model, which allows analyzing joint decision of schooling attendance and child labor. The findings show that schooling attendance and child labor are exclusives, being the most important determinants the education of the head of household and poverty. Among other determinants they were found credit restrictions, proximity to schools and the occupancy rate of the adults.*

**Keywords:** Child labor, Schooling attendance, Bivariate probit model, Determinants of child labor and schooling attendance.

**-1. Introducción. -2. El trabajo infantil: un fenómeno multicausal. -3. Metodología. -4. Características del trabajo infantil en Cartagena. -5. Determinantes del trabajo infantil en Cartagena: resultados econométricos. -6. Conclusiones y recomendaciones de política. -Lista de referencias.**

### 1. Introducción

La participación de los niños, niñas y adolescentes en actividades del mercado laboral, tiene importantes consecuencias económicas y sociales que no son necesariamente inmediatas. Una de las principales consecuencias de esta problemática es el sacrificio de capital humano que se origina por la no asistencia escolar o la reducción de las horas de estudio. En el marco de producción de los hogares, el trabajo infantil y la escolaridad son vistos como actividades excluyentes que compiten por el tiempo disponible del niño o niña.

Las consecuencias del trabajo infantil sobre el capital humano también se ven reflejadas en la salud de los sujetos menores, ya que éstos, por encontrarse en etapa de desarrollo físico y psicológico, son mucho más vulnerables a los factores de riesgo. Es así como los menores y las menores ven afectado su crecimiento, su nutrición y su pleno desarrollo social y psicológico, al involucrarse en actividades económicas. Esta situación se agrava si se considera que la mayor parte del trabajo infantil se desarrolla en actividades informales que no están sometidas a regulación, haciéndolos más susceptibles a la explotación y abusos en forma de largas jornadas laborales, baja o nula remuneración y ausencia de seguridad social.

Al indagar por las causas del trabajo infantil, los estudios analíticos destacan el papel de la pobreza como el determinante más robusto de la problemática. No obstante, algunos tratadistas han puesto en duda esta hipótesis al encontrar una

relación en forma de U invertida de la tenencia de la tierra y el trabajo infantil. Los desarrollos más recientes de la literatura han destacado el papel de otros factores que podrían tener importantes implicaciones de política pública, entre éstos, los mercados imperfectos. Además, las características del hogar, en especial la educación y el estatus laboral de los padres y madres, constituyen importantes determinantes de la decisión de enviar a los niños y niñas al mercado laboral.

La naturaleza compleja del trabajo infantil hace de su ejercicio empírico una tarea difícil. En particular, las investigaciones en este sentido presentan dos dificultades: conceptuales y prácticas. La dificultad conceptual surge del hecho de que la definición del trabajo infantil depende de la edad del sujeto menor, del tipo de trabajo que realiza, de la cantidad de horas que dedica y de los objetivos que persigue cada país. Por otro lado, el trabajo infantil no sólo involucra actividades remuneradas sino también actividades domésticas e informales difíciles de medir.

Según la Organización Internacional de Trabajo (OIT), el trabajo infantil es

(...) la actividad que implica la participación de niños y niñas menores de 15 años en la producción y comercialización familiar de los bienes no destinados al autoconsumo o en la prestación de servicios a personas naturales o jurídicas que les impidan el acceso, rendimiento y permanencia en la educación o se realicen en ambientes peligrosos, produzcan efectos negativos inmediatos o

futuros o se lleven a cabo en condiciones que afecten el desarrollo psicológico, físico, moral o social de los niños (OIT, 2002).

El Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (Unicef) define el trabajo infantil como cualquier actividad en la que los menores y las menores de edades entre los 5 y los 11 años, dedican al menos una hora semanal de trabajo remunerado o 28 horas semanales de trabajo doméstico, que requiera al menos 14 horas semanales de trabajo remunerado o 28 horas semanales de trabajo doméstico para los menores entre 12 y 14 años, o que requiera al menos 43 horas de trabajo remunerado o de trabajo doméstico semanales para menores entre los 15 y los 17 años de edad.

Según las definiciones de la OIT y la Unicef, no todas las actividades en las que laboran los niños y niñas deben ser eliminadas. De hecho, se considera que la participación de niños, niñas y adolescentes en actividades en las cuales no se atente contra su salud, ni se interfiera con su escolaridad, pueden ser provechosas para su desarrollo y el bienestar de su familia. Además, estas actividades proporcionan cualificaciones y experiencia al niño o niña que les ayuda a prepararse para ser miembros productivos de la sociedad en la edad adulta.

Para el caso de Cartagena de Indias, la evolución del trabajo infantil es inquietante: el Departamento Nacional de Estadísticas (Dane) registró durante el año 2003 una tasa de trabajo infantil del 2,4%, cifra que logró avances importantes durante el año 2005 al ubicarse en 1,9%, pero cuyos retrocesos se evidenciaron al registrar una tasa de 3,6% para el año 2007. En el contexto nacional, las tasas de ocupación infantil de Cartagena son relativamente bajas, incluso si sólo se comparan con las cabeceras. No obstante, contrario a lo que ocurre en el país en donde la tasa ha disminuido continuamente (pasó de 17,1% durante el año 2003 a 10,9% en el año 2007), la tasa de Cartagena alcanzó el mayor nivel en el último año analizado.

En concordancia con lo expuesto, en el presente artículo intentamos identificar las características y determinantes del trabajo infantil en Cartagena de Indias, al construir un modelo prohibitivo bivariado de las decisiones de trabajo y asistencia escolar de los sujetos menores entre los 5 y los 17 años de edad. La incorporación de la ecuación de educación en el modelo se explica en el carácter endógeno de esta variable. Para

cumplir con estos objetivos utilizamos el Módulo de trabajo infantil de la Gran Encuesta Integrada de Hogares del Dane para Cartagena, durante el cuarto trimestre del año 2007.

## **2. El trabajo infantil: un fenómeno multicausal**

La primera aproximación teórica documentada sobre el trabajo infantil se encuentra en Rosenzweig y Evenson (1977), quienes desarrollaron un modelo en el que las familias toman simultáneamente las decisiones de fertilidad y la asignación del tiempo de los niños y niñas entre el trabajo y la escuela, partiendo del enfoque de producción de los hogares de Mincer (1963) y Becker (1965)<sup>1</sup>. La aplicación empírica de este modelo para la India evidenció que los salarios de la madre y del niño o niña tienen un papel fundamental en la decisión de trabajo o estudio de los sujetos menores.

El reciente boom de la literatura del trabajo infantil se atribuye a la aproximación teórica de Basu y Van (1998) quienes, a diferencia del enfoque de Rosenzweig y Evenson en el que se analizan las decisiones de un único hogar, construyen un modelo de equilibrio general caracterizado por un mercado de trabajo en el que operan múltiples equilibrios: unos en los cuales los salarios son bajos y los niños y niñas trabajan, y otros en los cuales los salarios son altos y los niños y niñas no trabajan (Basu, 1999). Según esta aproximación, el trabajo infantil es necesario para la subsistencia del hogar (*luxury axiom*), lo que implica que por debajo del salario crítico  $w_i^*$  las familias envían a sus niños y niñas al mercado de trabajo; además, el trabajo infantil es sustituto del trabajo de las personas adultas (*substitution axiom*), por lo que una mayor oferta laboral infantil disminuye el salario de mercado.

Las aplicaciones empíricas del trabajo infantil a menudo analizan simultáneamente las decisiones escolaridad y trabajo de los menores y las menores, para hacer frente al problema de endogenidad, problema que surge porque la educación es

<sup>1</sup> El enfoque de producción de los hogares, fundamentado en Mincer (1963) y Becker (1965) plantea un modelo de asignación del tiempo de los hogares, los que son a la vez agentes productores y maximizadores de la utilidad. Según este enfoque, las familias combinan tiempo y bienes de mercado para producir mercancías que afectan directamente su función de utilidad, entre éstos, los hijos e hijas, cuya producción es intensiva en tiempo, principalmente de la madre.

explicada por los factores que determinan el trabajo infantil. Específicamente, se encuentran estudios que analizan la relación entre trabajo infantil y/o rendimiento académico, asistencia escolar, horas de estudio.

En cuanto a los estudios que analizan las consecuencias del trabajo infantil sobre el rendimiento académico, se destaca el de Psacharopoulos (1997), quien a través de la estimación de modelos logísticos encuentra que un niño o niña que trabaja en Venezuela o Bolivia, reduce su rendimiento académico por cerca de 2 años con respecto a los niños y niñas que no trabajan. Heady (2000), estimando modelos mínimos cuadrados ordinarios, encuentra un efecto negativo del trabajo infantil sobre el rendimiento en matemáticas y lectura para los niños y niñas de Ghana. Cervini (2005), estimando modelos jerárquicos lineales con dos niveles (alumnos o alumnas, y escuela), encuentra que el rendimiento promedio en matemáticas de los alumnos y alumnas de séptimo año en el área urbana en Argentina, es un 20% menor para los niños y niñas que trabajan fuera de casa por cuatro o más horas a la semana, en contraste con aquellos y aquellas que no trabajan.

En esta misma línea, Rosati y Rossi (2003), al analizar los determinantes del rendimiento escolar y las horas trabajadas de los niños y niñas en Pakistán y Nicaragua, encuentran que la cantidad de horas trabajadas son un importante determinante del rendimiento escolar. De hecho, pocas horas de trabajo incrementan en un 10% la probabilidad de que un niño o niña se retrase en el curso. Asimismo, estos autores encontraron que esta relación no es monótona creciente, ya que las primeras horas de trabajo tienen un mayor impacto en el rendimiento que las sucesivas. El comportamiento no lineal de las horas de trabajo sobre la educación, también fue encontrado por Admassie y Bedi (2003), quienes estudian si el número de horas trabajadas por los niños y niñas tiene efectos sobre la asistencia escolar y sobre su rendimiento en lectura y escritura en el área rural de Etiopía. Los resultados muestran que inicialmente existe una relación positiva entre el trabajo y la asistencia/rendimiento. Sin embargo, en condiciones de entre 16 a 22 horas de trabajo semanal, la habilidad para leer y escribir comienza a afectarse negativamente

mientras que la asistencia no se altera. Más allá de ese límite, tanto la asistencia como la habilidad en lectura y escritura comienzan a mermar.

El análisis interrelacionado del trabajo infantil y la asistencia escolar, ha sido documentado por Bernal y Cárdenas (2006), quienes estiman modelos logísticos multinomiales para los determinantes de estudiar y/o trabajar de los infantes, encontrando evidencia de que la decisión de trabajo infantil no es independiente de la decisión de asistencia escolar. Estos autores también encuentran que a mayor educación y edad del jefe del hogar, menor la probabilidad de que el niño o niña trabaje; mientras que a mayor tasa de ocupación de los sujetos adultos del hogar, mayor es la probabilidad de que un niño o niña trabaje. Urueña, Tovar y Castillo (2009), analizan los determinantes del trabajo infantil y la escolaridad en el departamento del Valle (Colombia) a partir de los datos de la Encuesta Nacional de Calidad de Vida del año 2003, sugiriendo que dentro de los determinantes de ambas decisiones se encuentran las características de los niños y niñas como la edad, el género y la etnia, características del jefe de hogar como la educación, el género y la edad, características y composición del hogar, y factores exógenos.

En cuanto al estudio del impacto del trabajo infantil sobre las horas de estudio, Akabayashi y Psacharopoulos (1999) encuentran que en Tanzania existe un *trade off* entre las horas de trabajo y las horas de estudio, y que las primeras están negativamente correlacionadas con las destrezas en escritura y matemáticas. Estos autores realizan modelos probit y tobit independientes para la asistencia escolar, las horas de trabajo y las horas de estudio, siendo conscientes del posible problema de endogeneidad. Boozer y Suri (2001), por su parte, al estudiar la elección que involucra el *trade off* entre las horas que dedica el niño o niña al trabajo fuera del hogar y las horas de estudio para una muestra de niños y niñas en Ghana a finales de los años 80, encuentran que una hora de trabajo reduce la asistencia escolar entre 0,21 y 0,38 horas. Lancaster y Ray (2005), estimando modelos logit multinomial para siete países (Belice, Camboya, Filipinas, Namibia, Panamá, Portugal y Sri Lanka), encuentran que el trabajo infantil, aunque dure pocas horas, va en detrimento tanto de las horas de estudio como de la tasa de matrícula escolar.

Otros enfoques, bajo la línea de pensamiento de Myers (2001), plantean que el trabajo infantil puede constituir un componente importante en la crianza de los niños y niñas, ya que es beneficioso para su desarrollo y para el bienestar de su familia. Además, estas actividades proporcionan cualificaciones y experiencia al niño o niña, ayudándolos a prepararse para ser miembros productivos de la sociedad en la edad adulta. Esta hipótesis ha sido apoyada por el Instituto de Formación para Educadores de Jóvenes, Adolescentes y Niños Trabajadores de América Latina y el Caribe (Ifejant), institución que apoya y promueve el trabajo infantil por considerarlo, como cualquier otra actividad, parte de lo cotidiano y que favorece la consolidación de una imagen positiva (Rausky, 2009).

Asimismo, en la literatura se encuentran trabajos empíricos que atribuyen poca o nula correlación entre el trabajo infantil y la educación; entre éstos se destaca el de French (2010), quien mediante un estudio de caso de los niños y niñas que trabajan en la fábrica de zapatos en la región de Franca en Brasil, encuentra que no hay un impacto negativo del trabajo infantil sobre el rendimiento y la asistencia escolar; mientras que Binder y Scrogin (1999) encuentran que las horas dedicadas a laborar, al parecer no tienen efecto negativo sobre el rendimiento escolar, y tienen un efecto pequeño en las horas destinadas a acumular capital humano en México.

Independientemente de la relación causal entre las decisiones de escolaridad y trabajo de los niños y niñas, la literatura ha destacado un sinnúmero de factores determinantes de estas actividades. Jensen y Nielsen (1997), al investigar la relación entre la asistencia escolar y el trabajo infantil en Zambia, encuentran que la pobreza del hogar y la baja calidad de la educación mantienen a los niños y niñas alejados de la escuela. Sin embargo, este mismo efecto lo produce la falta de acceso al crédito. Canagarajah y Coulombe (1997), usando probit bivariantes para Ghana, también encuentran que la baja calidad de la educación, su débil relevancia y sus altos costos, presionan a muchos niños y niñas hacia el mercado de trabajo. Por tanto, medidas como incrementar la demanda de la escuela resultan efectivas para reducir el trabajo infantil y asegurar que el capital humano se estabilice. Pedraza y Rivero (2006), al analizar los

efectos del trabajo infanto-juvenil en la educación y salud de las niñas y niños colombianos, encuentran que las políticas que coadyuven a aumentar la cobertura y calidad educativa son grandes aliados en la erradicación del trabajo infanto-juvenil en Colombia.

Por su parte, Emerson y Souza (2003) encuentran que un niño o niña tiene más probabilidades de trabajar si su padre y su madre lo hicieron. Además, entre más educados el padre y la madre, menos probabilidad de trabajar. Estos resultados son respaldados por Khanam (2004, 2007), quien mediante la estimación de modelo logístico multinomial para Bangladesh, encuentra que la educación de los padres y madres incrementa significativamente la probabilidad de que un niño o niña en edad escolar se especialice en la educación. Este autor, además, encuentra que la presencia de niños y niñas pequeños (0-4) en el hogar, incrementa la probabilidad de combinar las actividades.

Finalmente, en los últimos años la literatura ha destacado el papel del mercado de capitales en la explicación de las decisiones de trabajo infantil y escolaridad, en la medida en que las restricciones crediticias son vistas como un sustituto del trabajo infantil: cuando las familias enfrentan choques económicos y no pueden acceder al mercado crediticio, los niños y niñas se convierten en un activo para suavizar el consumo (López, 2001). En otras palabras, las imperfecciones en el mercado financiero al interferir en la capacidad de los padres y madres para hacer intercambios entre ingreso actual y futuro, presionan hacia un mayor trabajo infantil. Esta hipótesis ha sido confirmada por Jensen y Nielsen (1997), Dehejia y Gatti (2002) y Beegle, Dehejia y Gatti (2003).

### **3. Metodología**

La modelación econométrica del trabajo infantil analiza conjuntamente las decisiones de trabajo y asistencia escolar de los niños, niñas y adolescentes. La razón para lo anterior estriba en que la primera es potencialmente endógena en el modelo, y la omisión de este problema puede conducir a resultados sesgados e inconsistentes. Los modelos para estimar conjuntamente ambas actividades incluyen los modelos probit bivariados, en los que se supone que la asistencia escolar

y el trabajo infantil son decisiones que ocurren simultáneamente.

Los modelos probit bivariados son una extensión de los modelos probit, en los cuales se estiman dos ecuaciones cuyos términos errores ( $\varepsilon_1$  y  $\varepsilon_2$ ) están correlacionados. Técnicamente, la correlación entre el término error implica que la covarianza ( $\rho$ ) entre éstos es significativamente diferente de cero (0).

Detallamos a continuación la especificación general para los modelos probit bivariados (Greene, 2003, p. 710):

$$\begin{aligned}
 y_1^* &= X_1' \beta_1 + \varepsilon_1, & y_1 &= 1 \\
 y_1^* &> 0, & 0 &\text{En caso contrario} \\
 y_2^* &= X_2' \beta_2 + \varepsilon_2, & y_2 &= 1 \\
 y_2^* &> 0, & 0 &\text{En caso contrario}
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

$$E[\varepsilon_1 | X_1, X_2] = E[\varepsilon_2 | X_1, X_2] = 0,$$

$$Var[\varepsilon_1 | X_1, X_2] = Var[\varepsilon_2 | X_1, X_2] = 1$$

$$Cov[\varepsilon_1, \varepsilon_2 | X_1, X_2] = \rho$$

De igual forma que con los modelos probit univariados, los coeficientes del modelo biprobit necesitan ser ajustados para ser interpretados. Dado que en el modelo probit  $E[y] = \Phi(\beta'x)$ , entonces los efectos marginales son  $\frac{\partial \Phi(\beta'x)}{\partial x_i} = \Phi(\beta'x)\beta$

La base de datos usada para estudiar los determinantes de la decisión de trabajo y asistencia escolar de los niños, niñas y adolescentes en Cartagena, es el Módulo de trabajo infantil de la Gran Encuesta Integrada de Hogares del Dane durante el IV trimestre de 2007. Esta encuesta se realiza cada dos años para el cuarto trimestre. Durante el periodo de análisis, se encuestaron 2.012 hogares cartageneros con registros de 2.175 niños, niñas y adolescentes entre los 5 y los 17 años de edad. La encuesta tiene representatividad para todos los hogares de la ciudad.

Por su parte, en esta investigación clasificamos a los trabajadores y trabajadoras infantiles

siguiendo la definición estándar del Dane: aquellos niños, niñas y adolescentes entre los 5 y los 17 años de edad que reportaron haber trabajado la semana inmediatamente anterior a la aplicación de la encuesta, que realizaron una actividad sin remuneración durante más de 1 hora a la semana, o que no trabajaron pero tenían trabajo.

Finalmente, el conjunto de variables dependientes y explicativas de las decisiones de trabajo y asistencia escolar se muestra en la tabla 1.

Tabla 1.  
Variables de los modelos probit bivariados.

<b>VARIABLES DEPENDIENTES</b>	
Trabajador o trabajadora infantil	1 = Si el sujeto infante es trabajador 0 = En otro caso
Asistencia Escolar	1 = Si el sujeto infante asiste a la escuela 0 = En otro caso
<b>CARACTERÍSTICAS INDIVIDUALES (NIÑO, NIÑA O ADOLESCENTES)</b>	
Edad	Edad en años
Edad al cuadrado	Edad al cuadrado en años
Género	1= Niño 0= Niña
Etnia	1 = Negra, Mulata o Afrodescendiente 0= Mestiza o blanca
<b>CARACTERÍSTICAS DEL HOGAR</b>	
Género del jefe de hogar	1 = Hombre 0 = Mujer
Edad del jefe de hogar	Edad en años
Jefe de hogar con educación secundaria o media	1 = Jefe de hogar con educación secundaria o media 0 = En otro caso
Jefe de hogar con educación universitaria	1 = Jefe de hogar con educación universitaria 0 = En otro caso
Tasa de ocupación adultos hogar	Adultos ocupados / número de adultos en el hogar
Niños o niñas en el hogar 5 y 17 años	Número de niños y niñas
Niños entre 0 y 4 años	Número de niños y niñas
Propiedad de la vivienda	1 = Si algún miembro del hogar posee el título de propiedad de la vivienda 0 = En otro caso
Ingresos totales del hogar en quintiles	1 = Hogar en el primero o segundo quintil de ingresos 0 = En otro caso
<b>INFRAESTRUCTURA ESCOLAR</b>	
Escuelas oficiales	Número de escuelas oficiales en barrio de residencia
Escuelas privadas	Número de escuelas privadas en barrio de residencia

Fuente: Elaboración propia.

Las estadísticas de resumen de las variables de los modelos econométricos se muestran en las tablas 2 y 3.

**Tabla 2.**  
**Estadísticas descriptivas variables cuantitativas por género.**

Variable	Media	Desviación
<b>Niños</b> <i>Número de observaciones 1.097</i>		
EDAD	10,85	3,68
EDAD AL CUADRADO	131,35	81,89
NIÑOS 5 Y 17 AÑOS	2,35	1,22
NIÑOS 0 Y 4 AÑOS	0,43	0,67
EDAD JEFE HOGAR	47,27	14,21
TASA OCUPACIÓN ADULTOS (%)	62,91	29,31
ESCUELAS PRIVADAS	1,82	1,75
ESCUELAS OFICIALES	2,91	3,58
<b>Niñas</b> <i>Número de observaciones 1.078</i>		
EDAD	11,19	3,75
EDAD AL CUADRADO	139,25	83,59
NIÑAS 5 Y 17 AÑOS	2,37	1,20
NIÑAS 0 Y 4 AÑOS	0,45	0,73
EDAD JEFE HOGAR	47,21	13,66
TASA OCUPACIÓN ADULTOS (%)	64,17	28,48
ESCUELAS PRIVADAS	1,82	1,76
ESCUELAS OFICIALES	2,82	3,47
<b>Total</b> <i>Número de observaciones 2.175</i>		
EDAD	11,02	3,72
EDAD AL CUADRADO	135,27	82,81
NIÑOS Y NIÑAS 5 Y 17 AÑOS	2,36	1,21
NIÑOS Y NIÑAS 0 Y 4 AÑOS	0,44	0,70
EDAD JEFE HOGAR	47,24	13,94
TASA OCUPACIÓN ADULTOS (%)	64,0	28,9
ESCUELAS PRIVADAS	1,82	1,76
ESCUELAS OFICIALES	2,86	3,52

Fuente: Elaboración propia.



Tabla 3. Estadísticas descriptivas variables dicótomas por género (porcentaje que cumple la condición).

Variable	Niño	Niña	Total
OCUPADOS	4,4	2,8	3,6
ASISTENCIA ESCOLAR	94,9	95,2	94,0
GÉNERO			50,0
ETNIA	32,3	29,1	31,0
GÉNERO JEFE	63,7	62,6	63,0
EDUCACIÓN SECUNDARIA JEFE	47,4	45,8	47,0
EDUCACIÓN SUPERIOR JEFE	18,2	19,7	19,0
PROPIEDAD VIVIENDA	41,8	42,0	42,0
QUNTIL 1 Y 2 INGRESOS	40,2	37,9	41,0

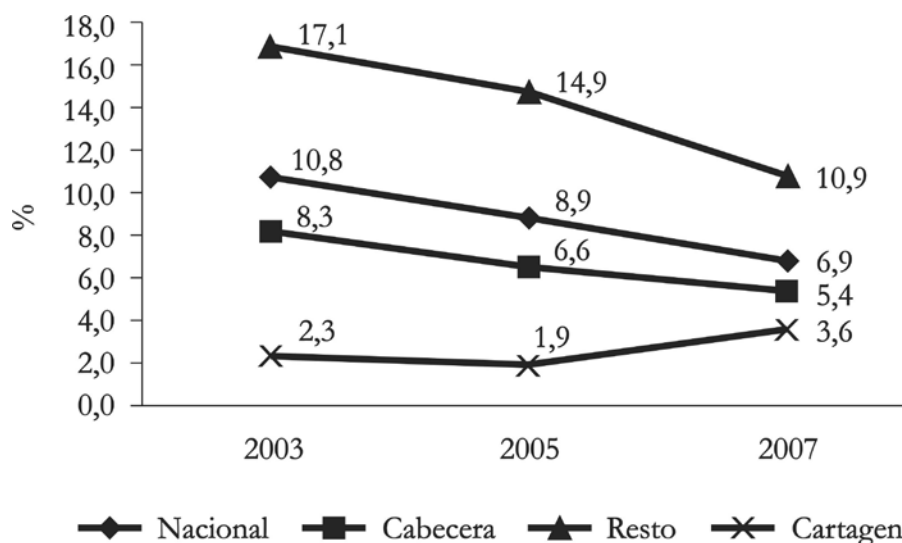
Fuente: Elaboración propia.

#### 4. Características del trabajo infantil en Cartagena

La tasa de trabajo infantil durante el año 2007 en Cartagena se situó en 3,6%, lo que implica que cerca de 7.898 infantes realizaron una actividad económica. En el contexto nacional, las tasas de ocupación infantil de Cartagena son relativamente bajas, incluso si se comparan sólo con las

cabeceras. No obstante, contrario a lo que ocurre en el país en el que las tasas de ocupación han disminuido continuamente, en Cartagena las tasas de trabajo infantil entre 2003 y 2007 aumentaron. En términos absolutos, el número de niños, niñas y adolescentes que laboraron durante este periodo creció un 70,4%, mientras que la población entre los 5 y los 17 años de edad aumentó en sólo un 11,3% (Gráfico 1).

Gráfico 1. Colombia y Cartagena. Tasas de ocupación, 2003 – 2007.

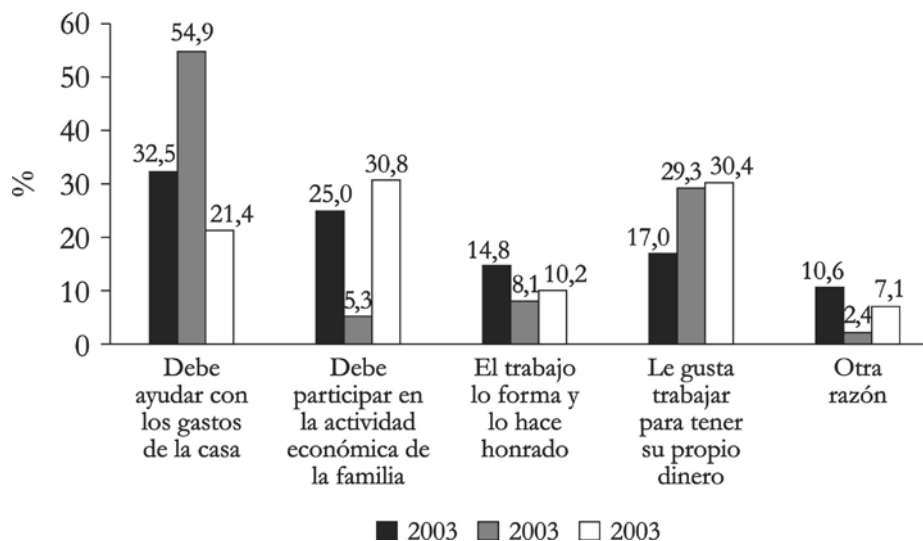


Fuente: Elaboración propia con base en el Módulo de trabajo infantil-Geih.

Durante el 2003 y 2005 la principal razón expresada por los menores para trabajar es ayudar con los gastos de la casa, mientras que esta razón cayó al tercer lugar en el 2007 cediéndole el paso a participar en la actividad económica de

la familia (30,8%) y trabajar para tener su propio dinero (30,4%). En la categoría de otras razones se encuentran trabajar para costear sus estudios, alejarse de los vicios y la aseveración de que el trabajo lo forma y lo hace honrado (Gráfico 2).

**Gráfico 2. Cartagena.**  
**Distribución de ocupados y ocupadas por razón principal de trabajo, 2003 – 2007.**

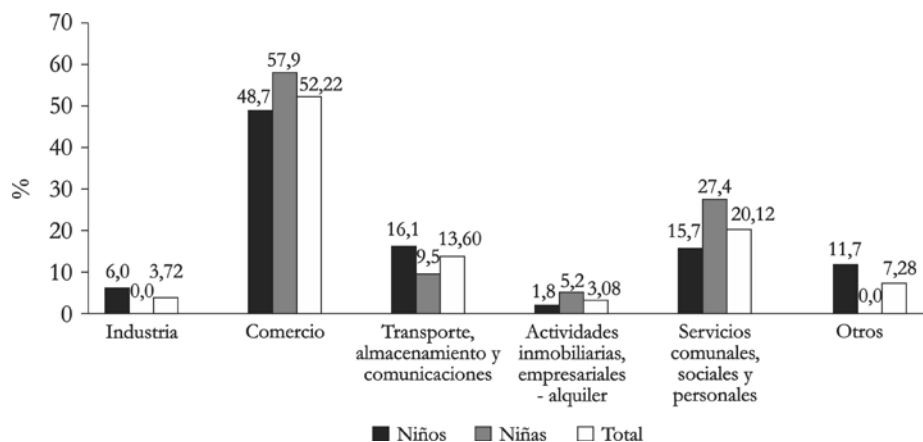


Fuente: Elaboración propia con base en el Módulo de trabajo infantil-Geih.

El comercio al por menor y al por mayor son los principales empleadores de infantes, lo que no es de extrañar, dada la alta informalidad con la

que esta actividad puede ser desarrollada. Además, los sectores de servicios y de transporte también constituyen importantes empleadores (Gráfico 3).

**Gráfico 3. Cartagena.**  
**Distribución de ocupados y ocupadas por rama de actividad y género, 2007.**

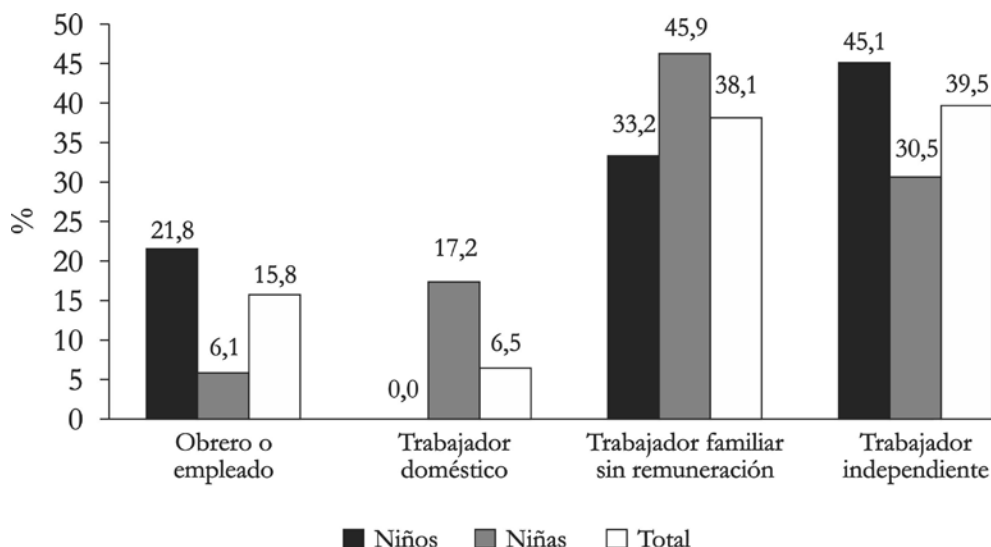


Fuente: Elaboración propia con base en el Módulo de trabajo infantil-Geih.

La mayor proporción de infantes se ocupan como trabajadores y trabajadoras independientes (39,5%), seguido de quienes son trabajadores y trabajadoras familiares sin remuneración (38,1%).

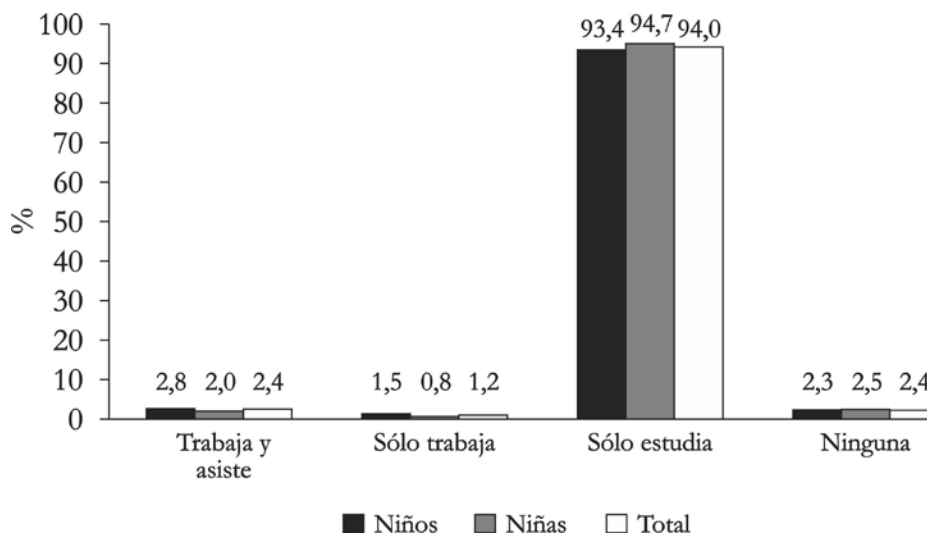
Por género, las niñas se concentran en actividades no remuneradas mientras que los niños como trabajadores independientes (Gráfico 4).

**Gráfico 4. Cartagena.**  
Distribución de ocupados y ocupadas por posición ocupacional y género, 2007



Fuente: Elaboración propia con base en el Módulo de trabajo infantil-Geih.

**Gráfico 5. Cartagena.**  
Asistencia escolar y trabajo infantil por género, 2007



Fuente: Elaboración propia con base en el Módulo de trabajo infantil-Geih.

Al confrontar la asistencia escolar con la participación en el mercado de trabajo, encontramos que la mayor parte de los sujetos menores en Cartagena se dedica sólo al estudio (94,0%). El porcentaje de niñas que se dedica

sólo al estudio (94,7%) es ligeramente superior al porcentaje de niños (93,4%). Por su parte, el porcentaje de infantes que sólo trabajó es de 1,2%, siendo este porcentaje superior para los niños que para las niñas (Gráfico 5).

### 5. Determinantes del trabajo infantil en Cartagena: resultados econométricos

La estimación de los modelos probit bivariados permite rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente de correlación rho es estadísticamente diferente de cero, lo que implica que las ecuaciones de trabajo y asistencia escolar deben ser estimadas conjuntamente y que el modelo probit bivariado es adecuado (tabla 4). Esta conclusión es válida tanto para el modelo agrupado como para los modelos independientes de los niños y niñas (tabla 6 y 8). A su vez, el signo negativo del coeficiente de correlación sugiere que existe un *trade off* entre la asistencia escolar y el trabajo infantil, por lo que se comprueba que esta problemática puede afectar la

productividad laboral futura a través de su efecto en la acumulación del capital humano actual.

En la tabla 5 mostramos las probabilidades estimadas y los efectos marginales de las decisiones de sólo trabajar, sólo estudiar, combinar ambas actividades o no realizar ninguna de ellas para los niños, niñas y adolescentes cartageneros entre los 5 y los 17 años. Las probabilidades predichas muestran que es más probable que un sujeto menor combine la educación y el trabajo (2,1%) a que no realice ninguna actividad (2,0%) o a que sólo trabaje (0,3%). Por género, las probabilidades muestran que es más probable que una niña se dedique sólo al estudio (97,4%) que un niño (96,6%), mientras que éstos tienen más probabilidades de dedicarse sólo al trabajo que las niñas (tablas 7 y 9).

**Tabla 4. Cartagena.**  
**Estadísticos del modelo probit bivariado, niños, niñas y adolescentes.**

No. observaciones	2175	Coef. rho	-0,4847
Log likelihood	-584,0	Error rho	0,0780
Wald chi2(30)	218	Chi2(1)	29,56
Prob> chi2	0,000	Prob> chi2	0,000

Fuente: Elaboración propia.

Las tablas de los efectos marginales de las decisiones de estudio y/o trabajo muestran que la variable más robusta en la explicación de estas decisiones es la educación del jefe de hogar: un sujeto menor con jefe de hogar con educación secundaria o universitaria, tiene menos probabilidades de trabajar (independientemente si estudia o no) y más probabilidades de dedicarse sólo al estudio, que un niño o niña con jefe de hogar con un menor nivel de capital humano. A su vez, un sujeto menor con jefe de hogar con educación secundaria o universitaria tiene menos probabilidades de no realizar ninguna actividad. Estos resultados son consistentes por géneros.

Otra variable de importancia en la explicación de las decisiones de estudio y/o trabajo es la pobreza. Los resultados muestran que un sujeto infante en un hogar que pertenece al primero o segundo quintil, tiene menos probabilidades de dedicarse sólo al estudio y más probabilidades de trabajar (independientemente de si estudia o no). Cabe destacar que esta variable no fue significativa para las niñas.

En los datos agregados, la tasa de ocupación de las personas adultas en el hogar tiene una relación directa con la probabilidad de que el menor o la menor trabaje, independientemente de si asiste a la escuela o no, lo que implica que a mayor tasa de ocupación de los sujetos adultos en el hogar, mayor probabilidad de que el infante o la infante estén ocupados. Este resultado es consistente con los hallazgos de Bernal y Cárdenas (2006), Kambhampati y Rajan (2005), y Urueña, Tovar y Castillo (2009), quienes asocian este resultado con el hecho de que el trabajo infantil se comporta como complementario del trabajo de las personas adultas del hogar, en lugar de ser sustituto. Además, este resultado tiene más probabilidades de ocurrir cuando los niños o niñas trabajan en negocios familiares, que en nuestra muestra representan el 38,1%<sup>2</sup> del total de niños y niñas ocupados.

2 Corresponde a trabajadores familiares sin remuneración.

**Tabla 5. Cartagena.**  
**Efectos marginales de los determinantes de asistencia escolar y trabajo infantil de niños, niñas y adolescentes.**

Variable	Pr(OCU=1,EST=1)	Pr(OCU=1,EST=0)	Pr(OCU=0,EST=1)	Pr(OCU=0,EST=0)
PROBABILIDAD	0,0208	0,0029	0,9651	0,0198
EDAD	-0,0043 (0,006)	-0,0042* (0,001)	0,0411* (0,007)	-0,0355* (0,005)
EDAD AL CUADRADO	0,0005*** (0,000)	0,0002* (0,000)	-0,0023* (0,000)	0,0018* (0,000)
GÉNERO	0,0087 (0,006)	0,0015 (0,001)	-0,0109 (0,007)	0,0026 (0,005)
ETNIA	0,0093 (0,009)	0,0004 (0,001)	-0,0011 (0,008)	-0,0050 (0,005)
EDAD JEFE HOGAR	-0,0001 (0,000)	-0,0001 (0,000)	0,0006** (0,000)	-0,0004*** (0,000)
GENERO JEFE HOGAR	0,0044 (0,006)	0,0002 (0,001)	0,0006 (0,007)	-0,0039 (0,006)
EDUCACIÓN SECUNDARIA JEFE	-0,0142*** (0,008)	-0,0040* (0,001)	0,0310* (0,008)	-0,0136** (0,006)
EDUCACIÓN UNIVERSITARIA JEFE	-0,0188** (0,009)	-0,0038* (0,001)	0,0314* (0,008)	-0,0113*** (0,006)
TASA OCUPACIÓN SUJETOS ADULTOS	0,0358** (0,015)	0,0036*** (0,002)	-0,0218*** (0,013)	-0,0048 (0,009)
NIÑOS 5 Y 17 AÑOS	0,0007 (0,002)	0,0003 (0,000)	-0,0030 (0,003)	0,0023 (0,002)
NIÑOS 0 Y 4 AÑOS	-0,0016 (0,005)	0,0008 (0,001)	-0,0090*** (0,005)	0,0096* (0,004)
PROPIEDAD VIVIENDA	-0,0044 (0,006)	-0,0016 (0,001)	0,0150** (0,008)	-0,0108** (0,006)
QUINTIL 1 Y 2 INGRESOS	0,0223** (0,011)	0,0028** (0,001)	-0,0210** (0,008)	0,0074 (0,006)
ESCUELAS PRIVADAS	-0,0017 (0,002)	-0,0003 (0,000)	0,0042*** (0,002)	-0,0051** (0,002)
ESCUELAS OFICIALES	-0,001 (0,001)	0,000 (0,000)	0,002*** (0,001)	-0,002*** (0,001)

\*significativo 1%; \*\*significativo 5%; \*\*\* significativo 10%

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla 6. Cartagena.**  
Estadísticos del modelo probit bivariado, niños.

No. observaciones	1.097	Coef. rho	-0,5683
Log likelihood	-305,28	Error rho	0,0968
Wald chi2(28)	118,71	Chi2(1)	231,06
Prob> chi2	0,000	Prob> chi2	0,000

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla 7. Cartagena.**  
Efectos marginales de los determinantes de asistencia escolar y trabajo infantil, niños.

Variable	Pr(OCU=1,EST=1)	Pr(OCU=1,EST=0)	Pr(OCU=0,EST=1)	Pr(OCU=0,EST=0)
PROBABILIDAD	0,0166	0,0039	0,9660	0,0173
EDAD	-0,0080 (0,007)	-0,0067** (0,003)	0,0457* (0,010)	-0,0346* (0,007)
EDAD AL CUADRADO	0,0006*** (0,000)	0,0004** (0,000)	-0,0024* (0,000)	0,0017* (0,000)
ETNIA	0,0037 (0,008)	0,0015 (0,002)	-0,0099 (0,011)	0,0058 (0,008)
EDAD JEFE HOGAR	0,0000 (0,000)	0,0000 (0,000)	0,0002 (0,000)	-0,0002 (0,000)
GÉNERO JEFE HOGAR	0,0011 (0,007)	-0,0016 (0,002)	0,0122 (0,011)	-0,0121 (0,008)
EDUCACIÓN SECUNDARIA JEFE	-0,0104 (0,008)	-0,0048** (0,002)	0,0294* (0,012)	-0,0132*** (0,008)
EDUCACIÓN UNIVERSITARIA JEFE	-0,0152*** (0,010)	-0,0049** (0,002)	0,0307* (0,011)	-0,0087 (0,009)
TASA OCUPACIÓN ADULTOS	0,0274*** (0,016)	0,0031 (0,003)	-0,0143 (0,017)	-0,0116 (0,011)
NIÑOS 5Y17 AÑOS	0,0031 (0,003)	0,0011 (0,001)	-0,0073*** (0,004)	0,0038 (0,003)
NIÑOS 0Y4 AÑOS	-0,0032 (0,007)	0,0000 (0,001)	-0,0009 (0,008)	0,0038 (0,005)
PROPIEDAD VIVIENDA	-0,0090 (0,007)	-0,0046** (0,002)	0,0298* (0,011)	-0,0169** (0,008)
QUINTIL 1Y2 INGRESOS	0,0191*** (0,012)	0,0041*** (0,002)	-0,0244** (0,012)	0,0091 (0,008)
ESCUELAS PRIVADAS	-0,0040 (0,003)	-0,0002 (0,001)	0,0028 (0,003)	-0,0062* (0,002)
ESCUELAS OFICIALES	-0,0016 (0,001)	-0,0002 (0,000)	0,0019 (0,002)	-0,0032** (0,001)

\*significativo 1%; \*\*significativo 5%; \*\*\* significativo 10%

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla 8. Cartagena.**  
Estadísticos del modelo probit bivariado, niñas.

No. observaciones	1.078	Coef. rho	-0,40
Log likelihood	-260,31	Error rho	0,13
Wald chi2(28)	108,81	Chi2(1)	7,73
Prob> chi2	0,000	Prob> chi2	0,005

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla 9. Cartagena.**  
Efectos marginales de los determinantes de asistencia escolar y trabajo infantil, niñas.

Variable	Pr(OCU=1,EST=1)	Pr(OCU=1,EST=0)	Pr(OCU=0,EST=1)	Pr(OCU=0,EST=0)
PROBABILIDAD	0,0129	0,0013	0,9741	0,0147
EDAD	0,0006 (0,007)	-0,0015*** (0,001)	0,0239* (0,009)	-0,0233* (0,007)
EDAD AL CUADRADO	0,0002 (0,000)	0,0001*** (0,000)	-0,0015* (0,000)	0,0013* (0,000)
ETNIA	0,0128 (0,012)	-0,0004 (0,001)	0,0054 (0,010)	-0,0142 (0,006)
EDAD JEFE HOGAR	-0,0002 (0,000)	-0,0001 (0,000)	0,0009** (0,000)	-0,0007** (0,000)
GENERO JEFE HOGAR	0,0059 (0,006)	0,0009 (0,001)	-0,0115 (0,008)	0,0051 (0,006)
EDUCACIÓN SECUNDARIA JEFE	-0,0101*** (0,008)	-0,0023*** (0,001)	0,0270* (0,010)	-0,0109*** (0,007)
EDUCACIÓN UNIVERSITARIA JEFE	-0,0115*** (0,009)	-0,0020*** (0,001)	0,0291* (0,008)	-0,0142** (0,006)
TASA OCUPACIÓN SUJETOS ADULTOS	0,0288 (0,019)	0,0025 (0,002)	-0,0264*** (0,016)	0,0010 (0,011)
NIÑOS 5Y17 AÑOS	-0,0016 (0,003)	-0,0001 (0,000)	0,0015 (0,004)	-0,0001 (0,003)
NIÑOS 0Y 4 AÑOS	0,0007 (0,004)	0,0010 (0,001)	-0,0145** (0,006)	0,0132* (0,004)
PROPIEDAD VIVIENDA	0,0030 (0,008)	0,0003 (0,001)	-0,0031 (0,010)	0,0006 (0,007)
QUINTIL 1Y2 INGRESOS	0,0212 (0,014)	0,0014 (0,001)	-0,0159 (0,010)	0,0024 (0,007)
ESCUELAS PRIVADAS	-0,0014 (0,002)	-0,0002 (0,000)	0,0032 (0,003)	-0,0019 (0,002)
ESCUELAS OFICIALES	-0,0003 (0,001)	-0,0000 (0,000)	0,0003 (0,002)	-0,0006 (0,001)

\*significativo 1%; \*\*significativo 5%; \*\*\* significativo 10%

Fuente: Elaboración propia.

La significancia estadística de la variable edad al cuadrado, refleja que la probabilidad de que un niño, niña o adolescente se dedique únicamente al trabajo, o no realice ninguna actividad, muestra una relación en forma de U con la edad, lo que significa que aquellos o aquellas en edades centrales tienen menos probabilidad de dedicarse a estas actividades con respecto a aquellos o a aquellas en edades límites. En concordancia, la probabilidad de que un sujeto menor se dedique sólo al estudio tiene una relación en forma de U invertida con la edad, lo que implica que los niños y niñas en edades centrales tienen más probabilidades de dedicarse sólo al estudio. Estos resultados son consistentes por género.

La edad del jefe de hogar es un importante determinante de las decisiones de estudio. Específicamente, a mayor edad del jefe de hogar mayor probabilidad de que una persona menor se dedique sólo a esta actividad, y menor probabilidad de que no realice ninguna. Estos resultados son significativos con los datos agregados; sin embargo, cuando se divide la muestra por género, la edad del jefe de hogar no parece ser un determinante significativo en las decisiones de estudio de los niños y niñas. Para las decisiones de trabajo, esta variable no es significativa.

Con respecto a la propiedad de la vivienda, que intenta capturar las restricciones de la familia para acceder al mercado crediticio, encontramos que esta variable muestra el comportamiento esperado por la teoría, es decir, los menores y las menores en hogares que poseen la propiedad sobre la vivienda, tienen más probabilidades de dedicarse sólo al estudio y menos probabilidades de no realizar ninguna actividad. Este resultado es válido para los datos agregados y los niños varones.

El número de escuelas en el barrio de residencia que intenta capturar la proximidad a un plantel educativo, constituye un importante determinante en la decisión de sólo estudiar, para el total de la muestra; sin embargo, no fue significativo en la decisión de trabajo. Aunque el número de escuelas oficiales y privadas en el barrio de residencia no resultó estadísticamente significativo en la probabilidad de trabajo, el signo presenta la dirección esperada, es decir, los sujetos menores con mayor acceso a la infraestructura educativa tienen menos probabilidad de participar en el mercado laboral como trabajadores.

La presencia de niños entre 0 y 4 años en el hogar, hace menos probable que una niña se dedique sólo al estudio y más probable de que ésta no realice ninguna actividad, lo que sugiere una carga extra para ellas, en la medida en que no sólo realizan labores en el mercado laboral sino que también cumplen funciones dentro del hogar, tales como el cuidado de sus contrapartes más pequeños.

Finalmente, no existen diferencias estadísticamente significativas en las probabilidades de trabajo y asistencia escolar entre quienes se autorreconocen como negros, mulatos o afrodescendientes con respecto a los blancos o mestizos. A su vez, no existen diferencias significativas según el género del jefe de hogar y composición del hogar (número de niños y niñas entre 5 y 17 años).

## 6. Conclusiones y recomendaciones de políticas

La evolución del trabajo infantil en Cartagena muestra dimensiones alarmantes, ya que entre los años 2003 y 2007, el número de niños, niñas y adolescentes que laboraron durante este periodo creció un 70,4%, mientras que la población de edades entre los 5 y los 17 años aumentó en sólo un 11,3%. Como es de esperar, los niños, niñas y adolescentes cartageneros se dedican principalmente a actividades que pueden ser desarrolladas con alta informalidad, como los sectores de comercio, servicios y transporte.

El trabajo infantil y la educación son decisiones que los hogares toman simultáneamente, lo que implica que las familias no eligen inicialmente si el niño o niña asiste a la escuela y luego trabaja, o viceversa. La interdependencia presente en la decisión de estudio y de trabajo muestra que el trabajo infantil afecta negativamente la acumulación de capital humano y por tanto sacrifica la productividad laboral futura.

Entre los determinantes más importantes de las decisiones de trabajo infantil y/o asistencia escolar, encontramos la educación del jefe de hogar demostrando la persistencia intergeneracional de esta problemática: los niños y niñas que acumulan bajo capital humano por su trabajo, es más probable



que, al crecer, también envíen a sus hijos e hijas al mercado laboral. Es por esto que para romper con la trampa del trabajo infantil, recomendamos políticas que busquen atacar aquellos factores que hacen menos probable que los niños y niñas se dediquen al estudio, como las restricciones crediticias y el difícil acceso físico a la escuela.

Las restricciones de la familia para acceder al mercado crediticio, medidas por la tenencia del título de propiedad sobre la vivienda en la que habitan, muestran que los niños y niñas que cumplen esta condición tienen más probabilidades de dedicarse sólo al estudio. Esto muestra que en Cartagena las imperfecciones en el mercado financiero, al interferir en la capacidad de los padres y madres para hacer intercambios entre ingreso actual y futuro, mantienen alejados a los niños y niñas de la escuela. A su vez, el número de escuelas en el barrio de residencia también constituye un factor que puede contribuir a eliminar la persistencia intergeneracional del trabajo infantil, ya que los resultados econométricos muestran que a mayor acceso a las escuelas, más alta es la probabilidad de que un niño o niña se dedique sólo al estudio.

Por su parte, también encontramos la pobreza como uno de los principales determinantes de las decisiones de estudio y/o trabajo, lo que significa que un niño o niña, en un hogar que pertenece al primer o segundo quintil de ingresos, tiene menos probabilidades de dedicarse sólo al estudio y más probabilidades de trabajar, comprobando la hipótesis del *luxury axiom* para esta ciudad. Este resultado lleva a formular políticas que reduzcan las limitaciones económicas de las familias cartageneras y por esta vía disminuir el trabajo de los niños, niñas y adolescentes.

La tasa de ocupación de los sujetos adultos en el hogar tiene una relación directa con la probabilidad de que el niño o niña trabaje, independientemente de si asiste a la escuela o no, lo que se interpreta como: a mayor tasa de ocupación de las personas adultas en el hogar, mayor probabilidad de que el niño o niña esté ocupado, indicando que el trabajo de los niños y niñas es complementario al de los sujetos adultos.

Los factores culturales y sociales también juegan un rol importante en las decisiones de estudio y/o trabajo, en la medida en que es más

probable que una niña se dedique sólo al estudio (97,3%) que un niño (96,6%), mientras que éste tiene más probabilidades de dedicarse sólo al trabajo que aquélla. Además, los niños registran mayores tasas de ocupación que las niñas, ya sea que se considere un escenario temporal, rangos de edad, etnia, género del jefe de hogar, educación del jefe de hogar, edad del jefe de hogar, tasas de ocupación de los sujetos adultos y propiedad de la vivienda. Las niñas, por su parte, deben soportar doble carga: las impuestas por el mercado laboral y las obligaciones en el hogar, como el cuidado de sus contrapartes más pequeñas.

### Lista de referencias

- Admassie, A. & Bedi, A (2003). Attending School, Two "Rs" and Child Work in Rural Ethiopia. *ISS Working Paper, General Series*, 387, pp. 1-44.
- Akabayashi, H. & Psacharopoulos, G. (1999). The Trade-off between Child Labour and Human Capital Formation: A Tanzanian Case Study. *Journal of Development Studies*, 35 (5), pp. 120-140.
- Basu, K. & Hoang, P. (1998). The Economics of Child Labor. *American Economic Review*, 89 (5), pp. 1.386-1.388.
- Basu, K. (1999). Child Labor: Cause, Consequence, and Cure, with Remarks on International Labor Standards. *Journal of Economic Literature*, 37 (3), pp. 1.083-1.119.
- Becker, G. (1965). A theory of the allocation of time. *Economic Journal*, 75(299), pp. 493-517.
- Beegle, K., Dehejia, R. & Gatti, R. (2003). Child Labor, Crop Shocks, and Credit Constraints. National Bureau of Economic Research. Working Paper Series N° 10.088.
- Bernal, R. & Cárdenas, M. (2006). Trabajo infantil en Colombia. Fedesarrollo. Recuperado el 10 de marzo de 2011, de: <http://www.fedesarrollo.org.co/includes/scripts/open.asp?ruta=/images/dynamic/articles/521/Cardenas.pdf>
- Binder, M. & Scrogin, D. (1999). Labor force participation and household work of urban schoolchildren in Mexico: Characteristics. *Economic Development & Cultural Change*, 48 (1), p. 123.

- Boozer, M. & Suri, T. (2001). Child Labor and Schooling Decisions in Ghana. *Working Paper Yale University*, 11.
- Canagarajah, S. & Coulombe, H. (1997). Child Labour and Schooling in Ghana. *World Bank Policy Research Working Paper*, 1.844.
- Cervini, R. (2005). Trabajo infantil urbano y logro en matemáticas de la educación básica. Un modelo de dos niveles. *Revista mexicana de investigación educativa*, 10(25), pp. 451-480.
- Dehejia, R. & Gatti, R. (2002). Child Labor: The Role of Income Variability and Access to Credit Across Countries. *World Bank Policy Research Working Paper*, 2.767 and *National Bureau of Economic Research Working Paper*, 9.018.
- Emerson, P. & Souza, A. (2003). Is There a Child Labor Trap? Intergenerational Persistence of Child Labor in Brazil. *Economic Development & Cultural Change*, 51(2), p. 375.
- French, J. (2010). Children's Labor Market Involvement, Household Work, and Welfare: A Brazilian Case Study. *Journal of Business Ethics*, 92(1), pp. 63-78.
- Greene, W. (2003). *Econometric Analysis*. New Jersey: Prentice Hall.
- Heady, C. (2000). The Effect of Child Labor on Learning Achievement. *World Development*, 31(2), pp. 385-398.
- Jensen, P. & Nielsen, H. (1997). Child Labour or School Attendance? Evidence from Zambia. *Journal of Population Economics*, 10, pp. 407-424.
- Kambhampati, U. & Rajan, R. (2005). Does Child Work Decrease with Parental Income? The Luxury Axiom Revisited in India. *European Journal of Development Research*, 17(4), pp. 649-680.
- Khanam, R. (2004). Impact of Child Labour on School Attendance and School Attainment: Evidence from Bangladesh, 3rd International Conference of the Japan Economic Policy Association (Jepa), Meiji University, Tokyo, Japan, Nov. 13-14.
- Khanam, R. (2007). Child Labour and School Attendance: Evidence from Bangladesh. *International Journal Social Economics*, 35(1), pp. 77-98.
- Lancaster, G. & Ray, R. (2005). Efectos del trabajo infantil en la escolaridad: estudio plurinacional. *Revista internacional del trabajo*, 124(2), pp. 209-232.
- López, L. (2001). Child Labor: Myths, Theories and Facts. *Journal of International Affairs*, 55(1), p. 59.
- Myers, W. (2001). The right rights? Child labour in a globalising world. *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 575, pp. 38-55.
- Mincer, J. (1963). Market Prices, Opportunity Cost and Income Effects. In C. Christ, *Measurement in Economics*. Stanford: Stanford University Press.
- Organización Internacional del Trabajo (OIT) (2002). Un futuro sin trabajo infantil. Informe Global con arreglo al seguimiento de la Declaración de la OIT relativa a los Principios y Derechos Fundamentales en el Trabajo. Conferencia Internacional del Trabajo, 90ª reunión, Informe I(B). Oficina Internacional del Trabajo, OIT-Ipec, Ginebra, Suiza.
- Pedraza, A. & Ribero, R. (2006). El trabajo infantil y juvenil en Colombia y algunas de sus consecuencias clave. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*. 4(1), pp. 177-216.
- Psacharopoulos, G. (1997). Child labor versus educational attainment Some evidence from Latin America. *Journal of Population Economics*, 10(4), pp. 377-386.
- Rausky, M. (2009). ¿Infancia sin trabajo o Infancia trabajadora? Perspectivas sobre el trabajo infantil. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 7(2), pp. 681-706.
- Rosati, F. & Rossi, M. (2003). Children's Working Hours and School Enrollment: Evidence from Pakistan and Nicaragua. *The World Bank Economic Review*, 17, pp. 283-295.
- Rosenzweig, M. & Evenson, R. (1977). Fertility, Schooling and the Economic Contribution of Children in Rural India: An Econometric Analysis. *Econometría*, 45(5), pp. 1.065-1.079.
- Urueña, S., Tovar, L. & Castillo, M. (2009). Determinantes del trabajo infantil y la escolaridad: el caso del Valle del Cauca en Colombia. *Revista latinoamericana de Ciencias sociales, Niñez y Juventud*, 7(2), pp. 707-733.