

Alexandra Cortés Aguilar\*  
Ismael Estrada Cañas\*\*  
Isaac Guerrero Rincón\*\*\*

Universidad Industrial de Santander  
Bucaramanga, Colombia

Recibido: 5 de abril de 2017

Concepto de evaluación: 6 de julio de 2017

Aprobado: 3 de noviembre de 2017

#### Artículo de investigación

© 2018 Universidad Católica de Colombia.

Facultad de Ciencias

Económicas y Administrativas.

Todos los derechos reservados

\* Economista, Doctora en Economía de la Universidad de Granada, profesora titular de la Escuela de Economía y Administración, Universidad Industrial de Santander. Bucaramanga, Colombia. Directora del Grupo EMAR. Correo electrónico: alexacor@uis.edu.co

\*\* Economista, Magíster en Economía y Desarrollo de la Universidad Industrial de Santander, profesor en la Universidad Industrial de Santander y la Universidad Autónoma de Bucaramanga. Investigador del Grupo EMAR. Correo electrónico: ismael.estrada@correo.uis.edu.co

\*\*\* Economista, Magíster en Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Colombia, profesor asistente de la Escuela de Economía y Administración, Universidad Industrial de Santander. Bucaramanga, Colombia. Director del Grupo GIDROT. Correo electrónico: iguerrin@uis.edu.co

# Factores socioeconómicos asociados al trabajo infantil y la asistencia escolar en Colombia\*

## RESUMEN

Este artículo analiza los determinantes socioeconómicos del trabajo infantil en Colombia, teniendo en cuenta la interrelación entre trabajo infantil y asistencia escolar. A partir de la Encuesta Nacional de Trabajo Infantil de 2011, se estiman tres modelos probit bivariados (rural, urbano y total) en los que las decisiones de trabajo y estudio de los menores están explicadas por factores individuales, familiares y del entorno social. Los resultados validan el axioma de sustitución e indican la existencia de un *trade-off* entre trabajo infantil y asistencia escolar. Asimismo, se demuestra que el fenómeno es más persistente en contra de los niños en zonas rurales y se establece que el bienestar de los menores disminuye cuando sus padres son muy jóvenes.

**Palabras clave:** trabajo infantil, escolaridad, ingreso de los hogares, condiciones sociales, Organización Internacional del Trabajo.

**JEL:** D13, I21, J22, O15, O38

## Socioeconomic factors associated with child labor and school attendance in Colombia

## ABSTRACT

This article analyzes the socioeconomic determinants of child labor and school attendance in Colombia. Using the 2011 National Child Labor Survey, the paper estimates three bivariate probit models (rural, urban, and total), where the work and study decisions of minors are explained by individual, family, and social environment factors. Our results validate the substitution

\* Este artículo es resultado del proyecto de investigación "Diagnóstico de trabajo infantil y sus peores formas en el municipio de Bucaramanga", código 8248, el cual fue realizado entre 2013 y 2014 por el Grupo de Investigación en Desarrollo Regional y Ordenamiento Territorial (GIDROT) y el grupo de investigación Estudios en Microeconomía Aplicada y Regulación (EMAR), adscritos a la Escuela de Economía y Administración de la Universidad Industrial de Santander, en el marco de un convenio suscrito con la Secretaría de Desarrollo Social de la Alcaldía Municipal de Bucaramanga (Santander, Colombia).

axiom and demonstrate the existence of a trade-off between child labor and school attendance. They also demonstrate a strong gender gap against boys and establish that the well-being of children diminishes when their parents are very young.

**Keywords:** child labor, schooling, household income, social conditions, International Labour Organization Thesaurus.

## Fatores socioeconômicos associados ao trabalho infantil e à frequência escolar na Colômbia

### RESUMO

Este artigo analisa os determinantes socioeconômicos do trabalho infantil na Colômbia, considerando a inter-relação entre trabalho infantil e frequência escolar. A partir da Pesquisa Nacional do Trabalho Infantil de 2011, são estimados três modelos probit bivariados (rural, urbano e total), nos quais as decisões de trabalho e de estudo dos menores estão explicadas por fatores individuais, familiares e sociais. Os resultados validam o axioma de substituição e indicam a existência de um trade-off entre trabalho infantil e frequência escolar. Além disso, demonstra-se que o fenômeno é mais persistente contra as crianças em áreas rurais, e estabelece-se que o bem-estar dos menores diminui quando seus pais são muito jovens.

**Palavras-chave:** condições sociais, escolaridade, renda familiar, tesouro da Organização Internacional do Trabalho, trabalho infantil.

## INTRODUCCIÓN

El trabajo de calidad es un estructurante social por excelencia, debido a que potencia el desarrollo intelectual de las personas, dignifica su existencia y contribuye a desencadenar procesos de cambio favorables a su entorno; no obstante, la flexibilización de las relaciones laborales modernas ha degenerado en nuevas formas de trabajo que atentan contra la dignidad y el desarrollo humanos (Santamaría, 2009). En este contexto, el trabajo infantil (TI) es una de las formas más degradantes en el ámbito mundial, puesto que sus prácticas vulneran los derechos de los niños, niñas y adolescentes (NNA) trabajadores; sin embargo, se considera que la participación de menores en actividades que no expongan su integridad psicofísica, que no perjudiquen su desarrollo, que no entorpezcan la normalidad de su proceso de escolarización y que no copen la totalidad de su tiempo libre es positiva para ellos mismos, para sus familias y, en general, para el grupo social al cual pertenecen (Organización Internacional del Trabajo [OIT], 1973).

En consecuencia, la erradicación de las prácticas laborales que resultan vejatorias para los infantes se ha convertido en uno de los objetivos gubernamentales más apremiantes a escala global; no obstante, a pesar de los esfuerzos, las cifras aún siguen siendo preocupantes. La OIT estima que en el 2012 había alrededor de 168 millones de trabajadores infantiles en todo el mundo (OIT-IPEC, 2013). En Colombia, por su parte, el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) indica que a diciembre de 2016, el 7,8% de los menores entre cinco y diecisiete años de edad se encontraba realizando alguna actividad laboral (DANE, 2016), con el agravante adicional de que en el 2015 las tasas intraanuales de repitencia y deserción escolar en educación básica y media se situaron en 7,2% y 4,0%, respectivamente (DANE, 2017).

Con base en lo anterior, el objetivo de este artículo es establecer los determinantes socioeconómicos del trabajo infantil y la escolaridad en Colombia; para tal fin, se estiman tres regresiones probit bivariadas estándar: rural, urbano y total.

En el modelo, las decisiones de los menores entre cinco y diecisiete años sobre trabajar y asistir a la escuela están explicadas por factores individuales, por las características de su núcleo familiar y por el contexto social en el que se desenvuelven. La elección metodológica obedece a la endogeneidad de las variables dependientes y a la simultaneidad de su determinación. La base de datos utilizada en el contraste proviene de la Encuesta Nacional de Trabajo Infantil (ENTI) realizada por el DANE en el 2011.

En este estudio, el TI es considerado un fenómeno multicausal; por esta razón, se hace una caracterización de sus determinantes sociales y económicos que permitirá un acercamiento fidedigno al problema en Colombia. Este ejercicio es importante porque advierte a instituciones responsables y diseñadores de política pública sobre la magnitud del TI en el país y puede ser de utilidad para la formulación de programas de intervención. Específicamente, se busca responder al siguiente interrogante: ¿cuáles son los factores socioeconómicos que influyen en las decisiones de trabajo y escolarización de los niños, niñas y adolescentes en Colombia?

El artículo se ha dividido en cuatro secciones. Luego de esta introducción, en la primera sección se hace una revisión de la literatura teórica y empírica más relevante sobre el TI. En la segunda sección se presentan los datos de estudio y se realiza un análisis descriptivo de la dinámica interactiva entre TI y asistencia escolar en Colombia. En la tercera sección se explican el diseño metodológico, las variables consideradas y las hipótesis relacionadas con los determinantes socioeconómicos del TI y la asistencia escolar. Los resultados se analizan en la cuarta sección y, al final del texto, se esbozan las principales conclusiones.

## UNA APROXIMACIÓN TEÓRICA AL TRABAJO INFANTIL

El primer intento por determinar las causas y los efectos del TI se atribuye a Rosenzweig y Evenson (1977), investigadores que partieron de los modelos clásicos de capital humano de Mincer

(1963) y Becker (1965) para estimar una función de utilidad familiar en la que las decisiones de fertilidad de los padres y la asignación temporal de sus hijos entre estudio y trabajo son tomadas simultáneamente. Los resultados muestran que los aumentos salariales de los adultos tienen un efecto negativo sobre la probabilidad de que los menores trabajen e incrementan sus posibilidades de asistir a la escuela.

A partir de este estudio pionero, la investigación sobre el tema se hizo prolífica; a la fecha se ha realizado una vasta cantidad de trabajos que tratan de establecer sus determinantes económicos, sociales y culturales. Tradicionalmente, los análisis han atribuido la participación de NNA en actividades económicas a los elevados índices de pobreza multidimensional de sus hogares (Basu y Van, 1998; Blunch y Verner, 2001); no obstante, estudios más recientes han adoptado un enfoque ampliado que no desvirtúa la hipótesis de la pobreza, sino que consideran el trabajo infantil como un fenómeno multicausal. La tabla 1 resume los principales enfoques teóricos.

Tabla 1.

*Corrientes teóricas del trabajo infantil*

Visión ortodoxa	Nuevos enfoques
Pobreza → Capital humano <i>Luxury axiom</i> – axioma de sustitución	Paradoja de la riqueza
Asistencia escolar	Aceptación sociocultural
Logro escolar	Mercados crediticios imperfectos
Salud física y estado nutricional	Desplazamientos territoriales
Efectos psicosociales	Programas de transferencias monetarias condicionadas

Fuente: elaboración de los autores con base en Acevedo, Quejada y Yáñez (2011a).

### Visión ortodoxa del trabajo infantil

Según la visión ortodoxa, los menores entran al mercado laboral cuando el ingreso que perciben es necesario para garantizar el nivel mínimo de consumo familiar (Ilahi, Orazem y Sedlack, 2001; Rogers y Swinnerton, 2004; Kambhampati y Rajan, 2005; Fan, 2011); a esta hipótesis se le conoce

como el *luxury axiom* del trabajo infantil. En esta misma línea, Basu (1999) sostiene que para todos los hogares existe un salario de equilibrio ( $W_i^*$ ) por debajo del cual los padres enviarán a sus hijos a trabajar. En contraste, para ingresos familiares superiores a  $W_i^*$ , los menores serán retirados del mercado de trabajo y enviados a la escuela. No obstante, la decisión de recurrir a la fuerza de trabajo de los menores plantea una dicotomía, por cuanto se considera que la mano de obra infantil es sustituta del trabajo de los adultos (*axioma de sustitución*); por ello, un aumento en la oferta de TI genera una disminución de los salarios de mercado (Goto, 2011) y, por tanto, una reducción del ingreso familiar. Sin embargo, la evidencia de Bernal y Cárdenas (2006) para Colombia indica que el TI es complementario del trabajo de los adultos del hogar.

Diversos estudios han intentado probar empíricamente el *luxury axiom*; dentro de los más sobresalientes está el de Blunch y Verner (2001), investigadores que encuentran que las disminuciones transitorias del ingreso familiar generan un incremento del TI y que este aumento es mitigado por la posesión de activos domésticos. Asimismo, Cáceres (2006) demuestra que la probabilidad de que los hijos mayores trabajen se incrementa para familias de gran tamaño.

Por su parte, Parikh y Sadoulet (2005) encuentran que los niños cuyos padres son trabajadores por cuenta propia tienen más probabilidad de trabajar que los hijos de empleados asalariados. Edmonds (2007) y Reggio (2011), por ejemplo, encuentran que las hijas de madres empleadas están más propensas a trabajar en casa cuando existen niños pequeños en el hogar. Un resultado análogo fue obtenido por Ilahi (2001), cuyo estudio muestra que los cambios en la situación socioeconómica de la familia afectan en mayor proporción la probabilidad de trabajo fuera del hogar de los niños que de las niñas, y que la tendencia se revierte para el caso del trabajo en casa.

En Colombia, las investigaciones muestran que los NNA de hogares pertenecientes al quintil más bajo de los ingresos tienen mayor probabilidad de trabajar y, por tanto, de no asistir a la

escuela (González, 2004; Bernal y Cárdenas, 2006). Asimismo, se encuentra que los salarios promedio de los menores son bajos y que la mayor proporción de trabajadores infantiles se concentra en actividades comerciales (formales e informales), en labores del campo (incluyendo minas y energía), en la industria manufacturera y en la prestación de servicios (DANE, 2015).

Una de las consecuencias más funestas del TI es que afecta negativamente la asistencia de los menores a la escuela. Este resultado ha sido validado, entre otras regiones, para Estados Unidos (Tyler, 2003), América Latina (Gunnarsson, Orazem y Sánchez, 2006), Guatemala y Nicaragua (Dammert, 2010), Bolivia y Venezuela (Psacharopoulos, 1997), Colombia (Pedraza y Ribero, 2006), y en el territorio nacional, para el departamento de Valle del Cauca (Ureña, Tovar y Castillo, 2009) y para la ciudad de Cartagena (Acevedo, Quejada y Yáñez, 2011b).

De la misma forma, los resultados revelan que los menores trabajadores reducen significativamente su rendimiento académico, sobre todo en Matemáticas, Lenguaje y Ciencias (Heady, 2003; Ray y Lancaster, 2005; Cervini, 2005). De hecho, Tyler (2003) encuentra que una reducción de diez horas semanales de trabajo —o un aumento equivalente en las horas de estudio— se traducen en un incremento de 0,2 desviaciones estándar en las calificaciones en estas áreas. Por su parte, Psacharopoulos (1997) encuentra que un NNA trabajador se rezaga, en promedio, dos años lectivos respecto de aquellos que no realizan actividades laborales. Este resultado sugiere que la repitencia escolar está estrechamente relacionada con altas tasas de trabajo infantil.

De acuerdo con Baland y Robinson (2000), la relación inversa entre educación y trabajo infantil obedece a que ambas actividades compiten por el tiempo del menor, todo lo cual sustenta la existencia de un *trade-off* entre el TI y la acumulación de capital humano de largo plazo. De lo anterior se desprende que la desescolarización perpetúa un círculo vicioso alrededor de la pobreza, dado que un infante que no asista a la escuela será un adulto de

escasos recursos que enviará prematuramente sus hijos al mercado laboral (Ravallion y Wodon, 2000).

Ahora bien, el trabajo —sobre todo en sus peores formas— constituye un factor de riesgo para la salud física y mental de los menores (Pedraza y Ribero, 2006). La evidencia encontrada por O'Donnell, Doorslaer y Rosati (2005) y Pinzón *et al.* (2006) muestra que existe un impacto negativo leve del trabajo sobre la salubridad de los niños. En un estudio del mismo tipo, Rojas, Vegas, Briceño y Rodríguez (2010) encuentran que las enfermedades más recurrentes para los NNA trabajadores se asocian con las largas jornadas laborales y con los riesgos a que se exponen cuando trabajan.

En el caso de Colombia, Briceño y Pinzón (2004) evidencian que la afectación del trabajo sobre la salud de los menores obedece a que sus características personales los hacen especialmente vulnerables a los riesgos laborales. Esta afirmación es respaldada por Pedraza y Ribero (2006), que encontraron que la vinculación al mercado laboral a temprana edad deteriora el estado de salud. En un estudio de Pinzón, Briceño, Gómez y Latorre (2003) para Bogotá, se demuestra que los menores que trabajan en las calles tienen alta probabilidad de sufrir déficits de crecimiento y desarrollo, además de que esta práctica origina consecuencias graves en el largo plazo. Este mismo contraste ergonómico se ha replicado en Medellín (Vargas y Restrepo, 2002), Cartagena (Acevedo, Quejada y Yáñez, 2011b) y nuevamente en Bogotá tres años después (Briceño y Pinzón, 2005); todos con resultados equivalentes. Sin embargo, Hincapié (2007) halla evidencia a favor de una relación positiva entre el trabajo de los menores colombianos y su estado nutricional; su argumento es que cuando los menores trabajan, generan ingresos familiares adicionales que permiten mejorar la canasta de consumo factible.

Un tema menos estudiado es el de los efectos psicosociales del TI. Woodhead (2004) describe diferentes marcos conceptuales para evaluar los múltiples impactos del trabajo sobre el bienestar psíquico y emocional de los NNA. Por su parte, Horwitz, Widow, McLaughlin y White (2001) analizan los

efectos vitalicios ocasionados por las peores formas de trabajo infantil sobre la salud mental. Sus resultados indican que las personas abusadas durante su niñez ahora son adultos propensos a sufrir depresión, ansiedad, estrés, distimia, trastorno antisocial de la personalidad y problemas de alcoholismo. De igual forma, Gil (2006) encuentra que algunos tratos y condiciones a los que se ven expuestos los menores trabajadores en Colombia son factores de riesgo para el desarrollo de personalidades dependientes, serviles, retraídas y agresivas.

### Nuevos enfoques teóricos

Pese a la evidencia en favor del *luxury axiom*, estudios recientes han encontrado una relación de U invertida entre la tenencia de tierra y el TI (Bhalotra y Heady, 2003; Basu, Das y Dutta, 2010). A esta relación se le denomina *paradoja de la riqueza*, debido a que controvierte la hipótesis de la pobreza como único determinante de la inserción de los menores al mercado laboral.

Buscando comprender tal paradoja a la luz del *luxury axiom* y el axioma de sustitución, Fan (2011) plantea que cuando los salarios de los adultos garantizan el consumo de subsistencia del hogar, la sustituibilidad entre el trabajo de niños y adultos puede importar mucho más que el ingreso de los padres en la decisión de participación de los menores en el mercado laboral. Incluso, sugiere Fan (2011), una mayor tasa de retorno a la inversión en la educación del niño puede incrementar el incentivo de los padres de enviar el niño al trabajo, puesto que el trabajo infantil incrementa el ingreso del hogar y, por lo tanto, los recursos financieros para la educación del niño; por tal motivo, los nuevos enfoques incluyen variables asociadas a la aceptación sociocultural del TI, las imperfecciones de los mercados crediticios, el desplazamiento y los impactos de los programas de transferencia estatal que buscan mitigar los efectos de este fenómeno (Acevedo *et al.*, 2011a).

Los resultados de Blunch y Verner (2001) indican que existe una marcada diferencia de género en el TI, ya que las niñas son más propensas que

los niños a involucrarse en trabajos peligrosos. Pero esta brecha de género no obedece a una discriminación del mercado laboral, sino que refleja las normas culturales de determinadas sociedades. En un análisis similar, Del Río y Cumsille (2008) muestran que, si bien la pobreza constituye el determinante más robusto del TI, las preferencias culturales de los padres toman cada vez mayor relevancia en la decisión. En Colombia, Gil (2006) encuentra que dentro de la dinámica cultural de ciertos grupos sociales (como campesinos y población con baja escolaridad) se le atribuye al trabajo una función formativa; así, el imaginario colectivo ve en este una manera eficaz de evitar que los menores caigan en vicios y de propiciar el desarrollo de habilidades y destrezas laborales para su adultez.

Desde finales del siglo XX, las imperfecciones de los mercados crediticios han cobrado importancia como determinantes del TI. De acuerdo con Jensen y Nielsen (1997), esto se debe a que, ante eventuales crisis económicas y dificultades para acceder a créditos financieros, los padres pueden optar por enviar a los menores al mercado laboral para compensar los niveles de consumo familiar y mitigar los efectos del *shock* recesivo. Esta hipótesis es contrastada por Dehejia y Gatti (2002, 2005); sus resultados indican que en los países menos desarrollados existe una relación directa entre el grado de restricción crediticia y la tasa de TI, de modo que cuando las condiciones de acceso a microcréditos mejoran, la oferta de mano de obra infantil se reduce.

De la misma forma, los flujos migratorios forzados o voluntarios, internos y externos, han tomado relevancia dentro de los estudios sobre TI. La evidencia muestra que la movilidad poblacional incide directamente sobre la dinámica territorial de este fenómeno, puesto que la inserción de los menores al mercado laboral se convierte en un medio de subsistencia mientras la familia se adapta al nuevo entorno (Acuña, 2007). De hecho, Pinzón *et al.* (2003) y Khoudour (2009) encontraron que un porcentaje considerable de los menores colombianos que trabajan en la calle han sido

desplazados por la violencia o debido a la pobreza de sus lugares de origen.

Finalmente, es preciso mencionar que las evaluaciones de impacto de los programas estatales de transferencias monetarias condicionadas que buscan atender a la población vulnerable para erradicar el TI tienen una marcada relevancia analítica. En el estudio de Basu (1999) se demuestra que una política efectiva para atenuar la oferta de mano de obra infantil dependerá del entorno socioeconómico particular de cada país; sin embargo, en todos los casos, las iniciativas de intervención deberán estar orientadas hacia la disponibilidad de una infraestructura educativa adecuada, el mejoramiento de la dieta alimenticia de los menores, el fortalecimiento de los niveles salariales de los adultos, entre otros.

Estos resultados han sido confirmados por Skoufias y Parker (2001) en México para el programa Progresa; por Bourguignon, Ferreira y Leite (2003) para Bolsa Escola, un programa aplicado en Brasil; por Schady y Araújo (2006) para el programa Bono de Desarrollo Humano en Ecuador, y en Colombia, por Quiroga (2006) y Bernal y Cárdenas (2006) para el programa Familias en Acción. La importancia de estos programas radica en que reducen la incidencia de la pobreza y, en consecuencia, los padres optan por retirar voluntariamente a los niños del mercado laboral.

## DATOS Y ANÁLISIS DESCRIPTIVO

### Datos de estudio

Para el análisis empírico se toman los datos de la Encuesta Nacional de Trabajo Infantil (ENTI) de 2011. Esta base de datos incluye información socioeconómica de 53.070 NNA con edades entre cinco y diecisiete años, pertenecientes a 39.428 hogares de todo el territorio nacional. La encuesta también proporciona información de la situación educativa y la actividad económica de los demás

miembros del hogar, así como de las condiciones del entorno social en el cual se desenvuelven.

La elección del rango etario de los menores sigue las recomendaciones de la Organización Internacional del Trabajo (OIT) y el Fondo de las Naciones Unidas para la infancia (Unicef) (ILO, 1996). La población menor de cinco años no se toma en consideración debido a que la evidencia empírica preliminar indica que la tasa de trabajo infantil en esta categoría poblacional es especialmente baja. Asimismo, cabe señalar que el concepto de trabajador o trabajadora infantil sigue la definición del DANE (2015), es decir, todo NNA de cinco a diecisiete años de edad que durante la semana de referencia trabajó por lo menos una hora a cambio de un pago monetario o en especie, que trabajó al menos una hora sin recibir remuneración, que no trabajó pero tenía un empleo o negocio por el que recibía ingresos, o que realizó oficios en su propio hogar por más de quince horas en esa semana. Esta última condición implica que, dada la intensidad de la labor en casa, lo más probable es que el menor hubiese estado reemplazando a un adulto.

### Dinámica de la asistencia escolar y el trabajo infantil en Colombia

La lucha contra el TI en Colombia ha mostrado resultados positivos. La tasa ampliada pasó de 14,8% en 2013 a 13,9% en 2014, 14,1% en 2015 y 12,5% en 2016 (DANE, 2017); no obstante la disminución, su magnitud sigue siendo preocupante, puesto que alrededor de 1.390.750 menores se encuentran realizando algún tipo de actividad económica o trabajando en su propio hogar por más de quince horas semanales (DANE, 2017). Esta situación indica que si bien las iniciativas están bien encauzadas, los esfuerzos por reducir el TI son insuficientes y, por lo tanto, deben multiplicarse y fortalecerse.

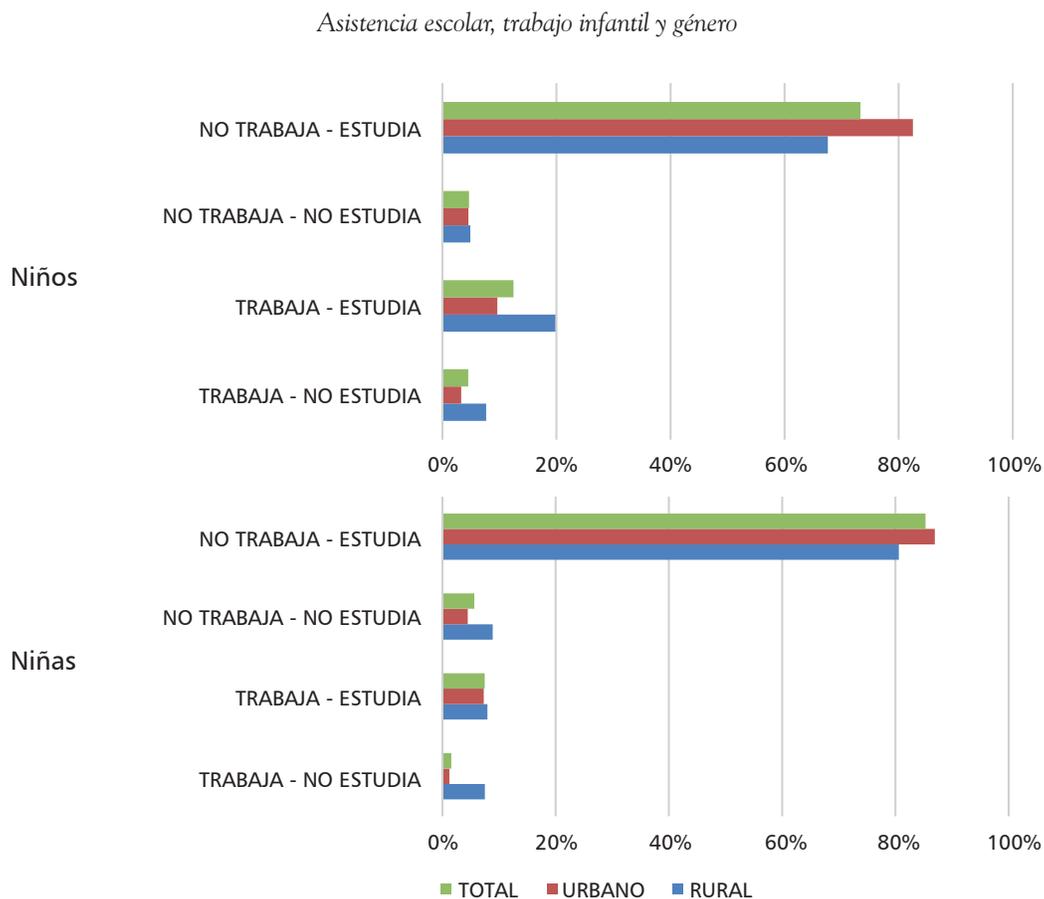
Cuando se contrasta la participación laboral con la asistencia escolar (figura 1), es posible advertir que, en su mayoría, los NNA se dedican únicamente a estudiar (84,5%). También se encuentra que el 7,9% de los menores combinan ambas actividades y que el 5,1% no realiza ninguna, mientras

que del total de los menores solo el 2,5% de ellos se dedica exclusivamente a trabajar. Esta tendencia se mantiene al analizar cada género por separado; sin embargo, las diferencias de proporción son positivas para las niñas cuando se contempla la posibilidad de solo estudio y cuando no se realiza ninguna actividad. Por el contrario, las diferencias de proporción de las dos posibilidades restantes son positivas para los niños. De lo anterior se infiere *a priori* que el TI es un fenómeno más recurrente en los niños que en las niñas.

Cuando se contrasta la participación laboral con la asistencia escolar (figura 1), es posible advertir que el 3,12% de los menores se dedica exclusivamente a trabajar, una gran mayoría se dedica únicamente a estudiar (81,7%), el 10,1% de los menores combina ambas actividades, mientras

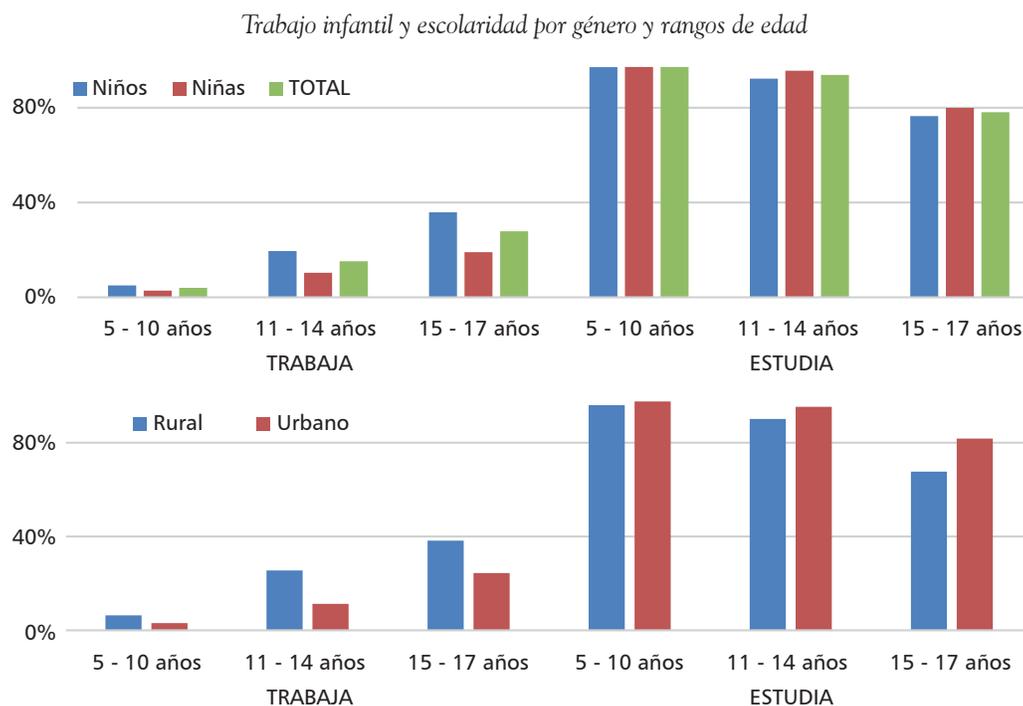
que el 5,1% no realiza ninguna de las dos. Esta tendencia se mantiene al analizar cada género por separado, aunque se evidencian algunas brechas urbano-rurales. Las diferencias de proporción son positivas para las niñas rurales cuando se contempla la posibilidad de no realizar ninguna de las dos actividades (7,96%), mientras los niños rurales son mayoría en el grupo de menores que trabajan, ya sea que combinen o no esta actividad con estudiar (19,82% y 7,69%, respectivamente). Por el contrario, las diferencias de proporción favorecen a las niñas en zonas urbanas en el grupo de quienes solo se dedican a estudiar (86,97%). De lo anterior, se infiere *a priori* que el TI es un fenómeno más recurrente en los niños rurales que en cualquier otro grupo.

Figura 1.



Fuente: elaboración de los autores.

Figura 2.



Fuente: elaboración de los autores.

La figura 2 aporta información relevante para entender la dinámica inversa entre la escolaridad y el trabajo infantil en Colombia. Al analizar el grupo de menores que estudian (independientemente de que trabajen o no), se observa que el rango etario de quince a diecisiete años tiene una diferencia negativa de 20 puntos porcentuales frente al rango de cinco a diez años (78,16%-97,21%)<sup>1</sup>, llegando a 28 puntos porcentuales en el área rural. Ahora bien, al comparar esta misma variable por género, se evidencia que en todos los rangos de edad hay más niñas que niños estudiando, mientras que cuando se analiza el grupo de menores trabajadores (sin importar que también asistan a la escuela), son mayoría los niños en todos los rangos de edad.

En este marco, la figura 2 resulta especialmente interesante porque permite deducir que la *relación marginal de sustitución* entre escolaridad y trabajo es mayor para los niños que para las niñas; esto significa que la dinámica de la deserción

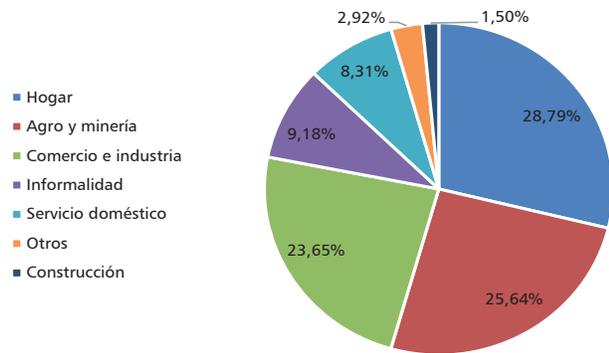
escolar es menos acelerada en las niñas, al tiempo que la dinámica de absorción del mercado laboral es más acelerada en los niños, particularmente en las zonas rurales.

Los sectores económicos que absorben la mano de obra infantil se muestran en la figura 3. Al respecto, cabe señalar que la mayor proporción de NNA trabajadores se dedica a realizar oficios en su propio hogar (28,8%), seguido por quienes son empleados en actividades agrícolas, pecuarias y mineras (25,6%), en operaciones comerciales e industriales (23,6%). La informalidad, frecuentemente relacionada con las ventas ambulantes y los trabajos en la calle, ocupa un porcentaje considerable de menores (9,2%), así como los quehaceres domésticos en hogares ajenos (8,3%). Contrario a lo que podría esperarse, en Colombia el sector de la construcción solo ocupa al 1,5% de los trabajadores infantiles; el restante 2,9% se dedica a otras actividades, dentro de las cuales se pueden mencionar las reparaciones en talleres mecánicos, los servicios turísticos y hoteleros, entre otras.

1 Para todas las diferencias de las estadísticas descriptivas se realizaron pruebas de hipótesis. Los test indican significancia estadística al 1%.

Figura 3.

Trabajo infantil por ramas de actividad económica



Fuente: elaboración de los autores.

Aunque el análisis descriptivo ha permitido hacer algunas conclusiones preliminares respecto de la dinámica de la asistencia escolar y el TI en Colombia, aún no es posible establecer la validez estadística de lo dicho, principalmente por la interrelación entre variables y la coexistencia de factores que afectan el fenómeno de TI. Por ello, es necesario estimar la significancia de estas afirmaciones e identificar los factores socioeconómicos que pueden explicar el comportamiento observado de ambas variables.

## METODOLOGÍA Y VARIABLES

### Estrategia econométrica

Como ha quedado de manifiesto, la literatura sobre los determinantes del TI sugiere la existencia de un *trade-off* entre este fenómeno y los niveles de asistencia escolar de los menores. De hecho, Grootaert (1998) afirma que el trabajo y la escolaridad son variables inversas, razón por la cual los factores que incrementan la probabilidad de trabajar disminuyen la probabilidad de estudiar, y viceversa. Por ello, en este estudio se analizan conjuntamente las decisiones de trabajar y asistir a la escuela; se estima entonces un modelo probit bivariado estándar en el que los términos de

error muestral ( $\varepsilon_1$  y  $\varepsilon_2$ ) están correlacionados para contemplar las decisiones que implican entornos comunes, es decir, todas aquellas situaciones en las que las decisiones de trabajo y estudio de los menores no son independientes. Esta metodología admite que la covarianza ( $\rho$ ) entre las perturbaciones aleatorias sea estadísticamente diferente de cero y, por tanto, permite estimar parámetros más eficientes que cuando las ecuaciones son estimadas por separado. Siguiendo a Greene (2003), la especificación de este tipo de modelos viene dada por:

$$Y_1^* = \beta'_1 X_1 + \varepsilon_1, \quad Y_1 = 1 \text{ si } Y_1^* > 0, \\ \text{o } 0 \text{ en caso contrario,}$$

$$Y_2^* = \beta'_2 X_2 + \varepsilon_2, \quad Y_2 = 1 \text{ si } Y_2^* > 0, \\ \text{o } 0 \text{ en caso contrario,} \quad [1]$$

$$E(\varepsilon_1 | X_1, X_2) = E(\varepsilon_2 | X_1, X_2) = 0,$$

$$\sigma^2(\varepsilon_1 | X_1, X_2) = \sigma^2(\varepsilon_2 | X_1, X_2) = 1,$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_2 | X_1, X_2) = \rho \neq 0,$$

$$\varepsilon_1, \varepsilon_2 | X_1, X_2 \sim \text{normal bivariada } (0, 0, 1, 1, \rho).$$

Conviene advertir que, igual que en los modelos de elección binaria convencionales, en los modelos bivariados los coeficientes estimados ( $\beta_i$ ) son poco informativos, debido a que no cuantifican directamente el cambio que experimentan sus probabilidades de ocurrencia ante un cambio marginal de  $X_1$  y  $X_2$ , respectivamente. Para conocer la magnitud del cambio de  $Y_1$  y  $Y_2$ , es preciso calcular el *efecto marginal* de una variación unitaria en cualquiera de las variables de  $X_1$  y  $X_2$ . Esto se logra mediante la evaluación de las derivadas parciales ( $\partial Y_1 / \partial X_1$  y  $\partial Y_2 / \partial X_2$ ) en el punto medio de las variables independientes<sup>2</sup>, de modo que la variación en las probabilidades bivariantes viene dada por:

$$\text{Prob}[Y_1 = 1, Y_2 = 1 | X_1, X_2] = \Phi_2[\beta'_1 X_1, \beta'_2 X_2, \rho] \quad [2]$$

$$\text{Prob}[Y_1 = 1, Y_2 = 0 | X_1, X_2] = \Phi_2[\beta'_1 X_1, -\beta'_2 X_2, \rho] \quad [3]$$

$$\text{Prob}[Y_1 = 0, Y_2 = 1 | X_1, X_2] = \Phi_2[-\beta'_1 X_1, \beta'_2 X_2, \rho] \quad [4]$$

$$\text{Prob}[Y_1 = 0, Y_2 = 0 | X_1, X_2] = \Phi_2[-\beta'_1 X_1, -\beta'_2 X_2, \rho] \quad [5]$$

Donde  $\Phi_2$  hace referencia a la función de distribución normal bivariada estandarizada.

2 Para el caso de las variables independientes discretas, el efecto marginal de  $\beta_i$  mide la variación que experimenta  $Y_i$  cuando  $X_i$  cambia de 0 a 1.

## VARIABLES DEPENDIENTES Y EXPLICATIVAS

Siguiendo la notación de la ecuación [1], se define la variable  $Y_1$  como “trabaja” y  $Y_2$  como “estudia”, siendo ambas variables dependientes binarias que están determinadas simultáneamente por factores idénticos; de este modo, “trabaja” es 0 cuando el menor no labora y 1 en caso contrario, en tanto que “estudia” es 0 cuando el menor no asiste a la escuela y 1 cuando sí lo hace. Dado que la principal preocupación de este análisis es determinar la influencia del contexto socioeconómico sobre las decisiones de los menores de trabajar o asistir a la escuela, se ha procedido a controlar por una serie de características personales, del hogar y del entorno. Los vectores  $X_1$  y  $X_2$  recogen la totalidad de variables explicativas consideradas. En la tabla 2 se definen estas variables indicando el signo esperado según la actividad que realicen los menores.

## ANÁLISIS DE RESULTADOS

El modelo propuesto ha sido estimado para todos los menores de la base de datos, así como para rural y urbano separadamente, en razón de que se reconocieron algunas diferencias de género en la dinámica del trabajo y la escolarización. Para todas las regresiones, el coeficiente de correlación de Spearman (coeficiente  $\rho$ ,  $\rho$ ) es estadísticamente diferente de cero y posee signo negativo, lo que confirma la hipótesis de que en Colombia el TI y la asistencia escolar tienen una relación inversa. Los efectos marginales sobre las probabilidades de trabajar y estudiar, derivados de los cambios en la magnitud de las variables explicativas, se presentan en la tabla 3. En general, los signos de los coeficientes son los esperados.

Los resultados muestran que la probabilidad de que un menor trabaje es cercana al 6,2%, para

Tabla 2.

*Variables del modelo probit bivariado y signos esperados*

Variables		Hipótesis	
		Trabaja	Estudia
<i>Factores personales</i>			
Edad	Años de edad del menor	Positivo (+)	Negativo (-)
Niño	1 si el menor es de sexo masculino, 0 en otro caso	Ambiguo (-/+)	Ambiguo (-/+)
Capacitación	1 si el menor ha recibido capacitación para trabajar, 0 en otro caso	Positivo (+)	Negativo (-)
Seguridad social	1 si el menor está afiliado a una entidad de seguridad social, 0 en otro caso	Negativo (-)	Positivo (+)
Recreación	1 si el menor asiste a programas recreativos, culturales o deportivos; 0 en otro caso	Negativo (-)	Positivo (+)
<i>Factores familiares</i>			
Tamaño del hogar	Número de personas que pertenecen al hogar	Negativo (-)	Positivo (+)
Propietarios	1 si algún miembro del hogar es propietario de bienes inmuebles, 0 en otro caso	Negativo (-)	Positivo (+)
Deuda del hogar	1 si algún miembro del hogar recibió préstamos en el último año, 0 en otro caso	Positivo (+)	Negativo (-)
Vive con ambos padres	1 si ambos padres viven con el menor, 0 en otro caso	Negativo (-)	Positivo (+)
Madre jefa de hogar	1 si la madre del menor es la jefa del hogar, 0 en otro caso	Positivo (+)	Ambiguo (-/+)
No vive con padres	1 si ninguno de los padres vive con el menor, 0 en otro caso	Positivo (+)	Negativo (-)
Edad del jefe de hogar	Años de edad del jefe del hogar	Negativo (-)	Positivo (+)
Edad de inicio de trabajo del jefe de hogar	Edad a la que el jefe del hogar inició su vida laboral	Negativo (-)	Positivo (+)
<i>Factores del entorno</i>			
Disminución de ingreso	1 si el ingreso familiar ha disminuido en el último año, 0 en otro caso	Positivo (+)	Negativo (-)
Desplazamiento	1 si el hogar ha tenido que desplazarse en el último año, 0 en otro caso	Positivo (+)	Negativo (-)

Fuente: elaboración de los autores.

Tabla 3.

## Resultados del modelo probit bivariado

Cov( $\varepsilon_1, \varepsilon_2   X_1, X_2$ )	Rural		Urbano		Total	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
RHO ( $\rho$ )	-0,3377***	0,034	-0,2847***	0,0154	-0,2902***	0,01397
Y1 = trabaja	Rural Y1 = 0,09835		Urbano Y1 = 0,0533		Total Y1 = 0,0615	
Variable	Efecto marginal	Error estándar	Efecto marginal	Error estándar	Efecto marginal	Error estándar
<i>Factores personales</i>						
Edad	0,0569***	0,009	0,0255***	0,0026	0,02911***	0,0027
Edad <sup>2</sup>	-0,0011***	0,0004	-0,0003***	0,0001	-0,0004***	0,0001
Rural					0,0593***	0,0044
Niño	0,1331***	0,0084	0,0310***	0,0022	0,0415***	0,0021
Capacitación	0,2368***	0,0353	0,1091***	0,0127	0,1173***	0,0118
Seguridad social	-0,0086	0,0151	-0,0078*	0,0043	-0,0075*	0,0041
Recreación	-0,0197	0,0197	-0,0169***	0,0031	-0,0186***	0,0031
<i>Factores familiares</i>						
Tamaño del hogar	-0,0025	0,0021	0,0015***	0,0005	0,0012**	0,0005
Propietarios	0,0259***	0,0089	-0,0023	0,0023	0,00005	0,0027
Deuda del hogar	-0,0167*	0,01	0,0201***	0,0029	0,0159***	0,0028
Vive solo con el padre	0,0157	0,0222	0,0206***	0,0071	0,0183***	0,0066
Vive solo con la madre	0,0012	0,0108	0,0039	0,0024	0,0031	0,0024
No vive con padres	0,0111	0,0142	0,0071*	0,0041	0,0077**	0,0039
Edad del jefe de hogar	0,0001	0,0004	-0,0002**	0,0001	-0,0002	0,0001
Edad de inicio de trabajo JH	-0,0026***	0,0007	-0,0011***	0,0002	-0,0013***	0,0001
<i>Factores del entorno</i>						
Disminución de ingreso	0,0236**	0,0093	0,0173***	0,0026	0,0174***	0,0025
Desplazamiento	-0,0245	0,0243	0,0055	0,0092	0,0023	0,0085
Y2 = estudia	Rural Y2 = 0,9277		Urbano Y2 = 0,9574		Total Y2 = 0,9541	
Variable	Efecto marginal	Error estándar	Efecto marginal	Error estándar	Efecto marginal	Error estándar
<i>Factores personales</i>						
Edad	0,0516***	0,0068	0,0358***	0,0018	0,0376***	0,0018
Edad <sup>2</sup>	-0,0032***	0,0003	-0,0019***	0,0001	-0,0021***	0,0001
Rural					-0,0371***	0,0039
Niño	-0,0089	0,0069	-0,0201***	0,0019	-0,0188***	0,0019
Capacitación	-0,0288	0,0189	-0,0218***	0,0075	-0,0224***	0,0067
Seguridad social	0,0725***	0,0164	0,0402***	0,0048	0,0419***	0,0046
Recreación	0,0581***	0,0086	0,0345***	0,002	0,0368***	0,0021
<i>Factores familiares</i>						
Tamaño del hogar	-0,0013	0,0017	-0,0052***	0,0004	-0,0049***	0,0004
Propietarios	0,0269***	0,0078	0,0076***	0,0019	0,0084***	0,0019
Deuda del hogar	0,0081	0,0091	0,0099***	0,0021	0,0084***	0,0022
Vive solo con el padre	-0,0853***	0,0269	-0,0514***	0,0084	-0,0559***	0,0081
Vive solo con la madre	-0,0266**	0,0106	-0,0212***	0,0024	-0,0222***	0,0042
No vive con padres	-0,1066***	0,0183	-0,0823***	0,0061	-0,0859***	0,0024
Edad del jefe de hogar	0,0007**	0,0003	0,0006***	0,0001	0,0006***	0,0001
Edad en que inició trabajo JH	0,0007	0,0006	0,0006***	0,0001	0,0009***	0,0001
<i>Factores del entorno</i>						
Disminución de ingreso	-0,0201**	0,008	-0,0101***	0,0023	-0,0121***	0,0022
Desplazamiento	0,0124	0,0222	-0,0232**	0,0091	-0,0194**	0,0084

Nota: se incluyen controles por departamento; errores estándar robustos a heteroscedasticidad; \* significativo al 10%;

\*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%.

Fuente: elaboración de los autores.

los menores en zona rural este evento es cercano al 10%, mientras que para quienes están en zona urbana es de 5,3%. Por otra parte, la probabilidad de que un menor estudie se sitúa alrededor del 95%; en zona rural esta probabilidad es del 93% y en zona urbana es del 96%. Conviene advertir que si bien la muestra desagregada en los ámbitos rural y urbano puede ser no representativa para la respectiva zona que se analiza, los resultados obtenidos pueden dar una primera aproximación a la interrelación existente entre las variables.

Los parámetros estimados indican que a medida que aumenta la *edad* de los menores, sus posibilidades de trabajar y estudiar se incrementan conjuntamente. Estos hallazgos no se apartan de la evidencia previa en el país; sin embargo, tanto la probabilidad de trabajar como la de estudiar aumentan las tasas decrecientes con cada año de vida, con un mayor incremento en la probabilidad de trabajar y de estudiar para los menores en zona rural.

Los coeficientes de la variable *niño* indican que hay diferencias de género significativas en las decisiones de trabajo y estudio. *Ceteris paribus*, los niños en zona rural tienen 13,3% más probabilidad de trabajar que las niñas, mientras que en zona urbana es de 3,1%. Los menores que han sido formados para el trabajo (capacitación) están 11,7% más propensos a ingresar al mercado laboral que aquellos que no han recibido este tipo de instrucción; esta propensión es mucho mayor para los que residen en zona rural. Asimismo, se encontró que en zona urbana los niños afiliados a seguridad social o que asisten a algún programa de recreación, cultura o deporte (recreación) aumentan su probabilidad de estudio y disminuyen la de trabajar. Bajo las mismas condiciones, las posibilidades de estudio de quienes viven en zona rural se incrementan, pero no hay indicios de que su probabilidad de trabajar varíe.

El número de miembros del hogar (tamaño del hogar) afecta positivamente la probabilidad de trabajar y negativamente la asistencia escolar de los menores con residencia urbana, pero no tiene efecto alguno para quienes residen en zona rural. Lo anterior está en línea con los hallazgos

de Cáceres (2006), que plantea que aquellos que pertenecen a familias numerosas son más propensos a abandonar la escuela que quienes viven en hogares pequeños. Se encontró también que cuando algún miembro del hogar tiene derechos de propiedad sobre algún bien inmueble (propietarios), las posibilidades de que los niños trabajen incrementan en zona rural; se sugiere así que en estas zonas puede presentarse la *paradoja de la riqueza* señalada por Basu, Das y Dutta (2010); sin embargo, este hecho se convierte en un factor protector que incrementa también la probabilidad de que los menores asistan a la escuela. De la misma forma, se logró establecer que el hecho de que la familia tenga créditos o deudas pendientes se constituye en un factor que aumenta la propensión de que los menores trabajen y estudien, aunque la relación es más fuerte para los residentes en zonas urbanas rurales.

Cuando los niños viven con ambos progenitores, su probabilidad de estudiar aumenta cerca de 5,7% y la probabilidad de trabajar disminuye en 2,3%; para las niñas esta situación solo provoca un incremento cercano al 2,3% en su probabilidad de estudiar. Para los casos en que la madre es la cabeza del hogar, la probabilidad de que los niños estudien aumenta algo más de 2,9% y la probabilidad de que trabajen se reduce alrededor de 2,3%, pero esta condición no afecta las posibilidades de estudio o trabajo de las niñas. Cuando ninguno de los padres vive en el hogar, sorprendentemente no hay evidencia que indique afectación sobre las probabilidades de trabajo de los menores. Y respecto a sus posibilidades de educación, cabe señalar que la probabilidad para las niñas disminuye aproximadamente 5,4%, pero para los niños el cambio no es significativo.

Comparados con un menor que vive con ambos progenitores, quienes viven solos o con su padre, pero sin madre, tienen mayor probabilidad de trabajar, aunque el efecto es más pronunciado en zona urbana y no tiene efecto para los que están en zona rural. Sin embargo, en todos los casos se ve disminuida la probabilidad de estudiar cuando no se convive con los dos padres, siendo el efecto

más negativo cuando ninguno de los padres vive en el hogar, seguido vivir solo con el padre y vivir solo con la madre. Todas estas cifras sustentan la validez del axioma de sustitución en Colombia. En consecuencia, se deduce que la dinámica del trabajo infantil menoscaba la acumulación de capital humano de largo plazo en el país.

Las estimaciones muestran que cada año adicional de un jefe o jefa de hogar genera un efecto negativo sobre la probabilidad de que los niños trabajen (aunque el efecto es significativo solo para la submuestra urbana) y un efecto positivo sobre la probabilidad de que los menores a su cargo estudien. Adicionalmente, se estableció que cuanto más tarde inicie su vida laboral el jefe del hogar (*edad de inicio de trabajo JH*), menor será la probabilidad de que los NNA trabajen y mayor la probabilidad de que se dediquen a estudiar; es decir, el bienestar individual de los infantes puede verse comprometido cuando sus padres son demasiado jóvenes. Sin embargo, pese a que todos estos efectos son estadísticamente significativos, la magnitud de su variación es infinitesimalmente baja.

Se encontró también que los menores cuyos hogares han visto disminuido el ingreso familiar en el último año tienen 1,2% menos probabilidad de ir a la escuela y 1,7% más probabilidad de trabajar. Finalmente, cabe anotar que la probabilidad de estudio de los niños pertenecientes a hogares en que uno o más de sus miembros ha sido víctima de desplazamiento recientemente (debido a acciones violentas o a catástrofes naturales) se reduce cerca de 1,9%; no obstante, los resultados de esta investigación sugieren que este fenómeno no ejerce ninguna influencia sobre la probabilidad de que los menores trabajen. Este último resultado es contrario a los hallazgos de estudios nacionales e internacionales previos.

## CONCLUSIONES

El propósito de este artículo ha sido contribuir al análisis de los factores socioeconómicos que determinan las decisiones de trabajo infantil y asistencia escolar de los NNA en Colombia; para

ello, se utilizaron los datos de la Encuesta Nacional de Trabajo Infantil realizada por el DANE en 2011 y se estimaron tres regresiones de un modelo probit bivariado estándar: rural, urbano y total. Esta decisión obedeció a que, previamente, se reconocieron algunas diferencias urbano-rurales en la dinámica del trabajo infantil y la escolarización.

Las estimaciones econométricas confirmaron que en Colombia existe un *trade-off* entre el TI y la asistencia escolar, en concordancia con el modelo teórico de Baland y Robinson (2000). Si bien en este artículo no se profundizó sobre los factores que afectan la asistencia escolar, resulta importante que se examinen las consecuencias negativas adicionales que puede tener el trabajo infantil sobre el logro escolar y sobre la acumulación de capital humano de los menores colombianos. También es de resaltar la evidencia encontrada a favor de la paradoja de la riqueza en la zona rural, mas no en la urbana, pues esto soporta lo propuesto por Arteaga (2016) sobre la relación positiva entre la propiedad de la tierra y el trabajo infantil en los hogares rurales. Queda sin embargo por explorar si dicha paradoja de la riqueza se mantiene cuando se controla por preferencias idiosincráticas, ejercicio que no puede hacerse aquí, dadas las limitaciones de los datos de estudio.

De la misma forma, la evidencia encontrada demuestra que los factores que incrementan la probabilidad de trabajar tienen un efecto marginal heterogéneo en zonas rurales y urbanas. Estimaciones adicionales evidencian heterogeneidad por género y grupo de edad, con un efecto mayor en los niños que en las niñas, mientras que el efecto marginal de los factores que disminuyen la probabilidad de estudiar es menor para las niñas que para los niños. Por otro lado, la probabilidad de que los menores trabajen si son niños o están en zona rural se incrementa con la edad, mientras que la probabilidad de estudiar disminuye; asimismo, se incrementa con la edad la probabilidad de trabajar si vive solo con el padre o si la familia tiene una deuda. Adicionalmente, se logró establecer que cuando los menores están afiliados a seguridad social o asisten a eventos recreativos, culturales o

deportivos, su probabilidad de estudiar aumenta y su probabilidad de trabajar disminuye; entre tanto, los programas de formación para el trabajo, las disminuciones del ingreso familiar y la adquisición de deudas generan los efectos contrarios.

Se encontró también que el desplazamiento disminuye la probabilidad de asistencia escolar de los NNA; no obstante, los resultados indican que este fenómeno no ejerce ninguna influencia sobre la decisión de insertarse en el mercado de trabajo. Los determinantes asociados con el tamaño y la jefatura del hogar sustentan la validez del *axioma de sustitución* en el país y sugieren que el bienestar

de los menores se reduce cuando sus padres son demasiado jóvenes. Los dos últimos hallazgos pueden resultar un tanto controversiales; por este motivo, se recomienda profundizar sobre estos en investigaciones futuras. En especial, sería pertinente centralizar esfuerzos en la evaluación de impacto de la "Estrategia nacional para prevenir y erradicar las peores formas de trabajo infantil y proteger al joven trabajador 2008-2015". Este ejercicio puede ser enriquecedor en la medida en que su enfoque se enmarque en el proceso de posconflicto que atraviesa Colombia y que impactará principalmente la zona rural del país.

## REFERENCIAS

1. Acevedo, K., Quejada, R. y Yáñez, M. (2011a). Determinantes y consecuencias del trabajo infantil: un análisis de la literatura. *Revista Facultad de Ciencias Económicas: Investigación y Reflexión*, 19(1), 113-124.
2. Acevedo, K., Quejada, R. y Yáñez, M. (2011b). Estudio transversal de los determinantes del trabajo infantil en Cartagena, año 2007. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 2(9), 589-606.
3. Acuña, G. (2007). Migración y trabajo infantil y adolescente: una aproximación para la construcción de una agenda regional. *III Foro de ONG de Niñez y Adolescencia de Iberoamérica*. Montevideo, Uruguay.
4. Arteaga, J. (2016). *Land, child labor, and schooling: Longitudinal evidence from Colombia and Mexico* (Documentos CEDE 26). Bogotá: Universidad de los Andes.
5. Baland, J. y Robinson, J. (2000). Is child labor inefficient? *Journal of Political Economy*, 108(4), 663-679.
6. Basu, K. (1999). Child labor: Cause, consequence, and cure, with remarks on international labor standards. *Journal of Economic Literature*, 37(3), 1083-1119.
7. Basu, K. Das, S. y Dutta, B. (2010). Child labor and household wealth: Theory and empirical evidence of an inverted-U. *Journal of Development Economics*, 91(1), 8-14.
8. Basu, K. y Van, P. (1998). The economics of child labor: Reply. *American Economic Review*, 89(5), 1386-1388.
9. Becker, G. (1965). A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, 75(299), 493-517.
10. Bernal, R. y Cárdenas, M. (2006). *Trabajo infantil en Colombia*. Bogotá: Fedesarrollo.
11. Bhalotra, S. y Heady, C. (2003). Child farm labor: The Wealth Paradox. *World Bank Economic Review*, 17(2), 197-227.
12. Blunch, N. y Verner, D. (2001). *Revisiting the link between poverty and child labor: The Ghanaian experience* (Working Paper Series 2488). Washington: Banco Mundial.
13. Bourguignon, F., Ferreira, F. y Leite, P. (2003). Conditional cash transfers, schooling y child labor: Micro-Simulating Brazil's Bolsa Escola Program. *World Bank Economic Review*, 17(2), 229-254.
14. Briceño, L. y Pinzón, A. (2004). Efectos del trabajo infantil en la salud del menor trabajador. *Revista de Salud Pública*, 6(3), 270-288.
15. Briceño, L. y Pinzón, A. (2005). Trabajo infantil en una plaza de mercado de Bogotá, Colombia. *Revista de Salud Pública*, 7(1), 26-38.

16. Cáceres, J. (2006). The impacts of family size on investment in child quality. *Journal of Human Resources*, 41(4), 738-754.
17. 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), 451-480.
18. Dammert, A. (2010). Siblings, child labor, and schooling in Nicaragua and Guatemala. *Journal of Population Economics*, 23(1), 199-224.
19. Dehejia, R. y Gatti, R. (2002). *Child labor: the role of income variability and access to credit across countries* (NBER Working Paper 9018). Recuperado de <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.194.3017&rep=rep1&type=pdf>
20. Dehejia, R. y Gatti, R. (2005). Child labor: The role of financial development and income variability across countries. *Economic Development and Cultural Change, University of Chicago Press*, 53(4), 913-932.
21. Del Río, M. y Cumsille, P. (2008). ¿Necesidad económica o preferencias culturales? La justificación parental del trabajo infantil en Chile. *Psykhé*, 17(2), 41-52.
22. Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) (2015). *Trabajo infantil. octubre-diciembre de 2014*. Bogotá: Autor.
23. Edmonds, E. (2007). Understanding sibling differences in child labor. *Journal of Population Economics*, 19(4), 795-821.
24. Gil, A. (2006). *Análisis del trabajo infantil en Colombia: perspectiva legal y psicológica* (tesis de especialización). Bogotá: Escuela Superior de Administración Pública.
25. González, P. (2004). *Una ventana al trabajo infantil doméstico: la experiencia en Colombia*. Bogotá: OIT-IPEC Suramérica.
26. Goto, H. (2011). Social norms, inequality and child labor. *The Journal of Socio-Economics*, 40(6), 806-814.
27. Greene, W. (2003). *Econometric Analysis* (5.ª ed.). Nueva Jersey: Prentice Hall.
28. Grootaert, C. (1998). *Child Labor in Côte d'Ivoire: Incidence and determinants*. Recuperado de <http://documents.worldbank.org/curated/en/313851468746804125/pdf/multi-page.pdf>
29. Gunnarsson, V., Orazem, P. y Sánchez, M. (2006). Child labor and school achievement in Latin America. *World Bank Economic Review*, 20(1), 31-54.
30. Heady, C. (2003). The effect of child labor on learning achievement. *World Development*, 31(2), 85-398.
31. Hincapié, D. (2007). El trabajo infanto-juvenil y el estado nutricional de los menores colombianos. *Revista Desarrollo y Sociedad*, 59, 63-115.
32. Horwitz, A., Widom, C., McLaughlin, J. y White, H. (2001). The impact of childhood abuse and neglect on adult mental health: A prospective study. *Journal of Health and Social Behavior*, 42(2), 184-201.
33. Ilahi, N. (2001). Children's work and schooling: Does gender matter? Evidence from the Peru LSMS Panel Data. Recuperado de <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.17.6501&rep=rep1&type=pdf>
34. Ilahi, N., Orazem, P. y Sedlack, G. (2001). The implications of child labor for adult wages, income and poverty: Retrospective evidence from Brazil. Recuperado de [https://www.researchgate.net/publication/247904326\\_The\\_Implications\\_of\\_Child\\_Labor\\_for\\_Adult\\_Wages\\_Income\\_and\\_Poverty\\_Retrospective\\_Evidence\\_from\\_Brazil](https://www.researchgate.net/publication/247904326_The_Implications_of_Child_Labor_for_Adult_Wages_Income_and_Poverty_Retrospective_Evidence_from_Brazil)

35. Jensen, P. y Nielsen, H. (1997). Child labour or school attendance? Evidence from Zambia. *Journal of Population Economics*, 10(4), 407-424.
36. Kambhampati, U. y Rajan, R. (2005). Does child work decrease with parental income? The luxury axiom revisited in India. *The European Journal of Development Research*, 17(4), 649-680.
37. Khoudour, D. (2009). Efectos de la migración sobre el trabajo infantil en Colombia. *Revista de Economía Institucional*, 11(20), 229-252.
38. Mincer, J. (1963). Market prices, opportunity cost and income effects. En C. Christ (Ed.), *Measurement in Economics* (pp. 67-82). Stanford: Stanford University Press.
39. Ministerio de Educación Nacional de Colombia (2013). *Sistema de Información para el Monitoreo, la Prevención y el Análisis de la Deserción Escolar (SIMPADE) – Estadísticas 2013*. Bogotá: Autor.
40. O'Donnell, O., Doorslaer, E. y Rosati, F. (2005). Health effects of child work: Evidence from rural Vietnam. *Journal of Population Economics*, 18(3), 437-467.
41. Organización Internacional del Trabajo (OIT) (1973). *Convenio número 138 de la OIT sobre la edad mínima de admisión al empleo*. Ginebra: Autor.
42. Organización Internacional del Trabajo (OIT) (1996). *Child Labour Today: Facts and figures*. Ginebra: Autor.
43. Organización Internacional del Trabajo (OIT), Programa Internacional para la Erradicación del Trabajo Infantil (IPEC) (2013). *Medir los progresos en la lucha contra el trabajo infantil. Estimaciones y tendencias mundiales 2000-2012*. Ginebra: Autor.
44. Parikh, A. y Sadoulet, E. (2005). The effect of parents' occupation on child labor and school attendance in Brazil. Recuperado de <https://are.berkeley.edu/~esadoulet/papers/ChildLabor.pdf>
45. Pedraza, A. y Ribero, R. (2006). El trabajo infantil y juvenil en Colombia y algunas de sus consecuencias claves. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 4(1), 177-216.
46. Pinzón, A., Briceño, L., Botero, J., Cabrera, P. y Rodríguez, M. (2006). Trabajo infantil ambulante en las capitales latinoamericanas. *Salud Pública de México*, 48(5), 363-372.
47. Pinzón, A., Briceño, L., Gómez, A. y Latorre, C. (2003). Trabajo infantil en las calles de Bogotá. *Revista Ciencias de la Salud*, 1(2), 151-163.
48. Psacharopoulos, G. (1997). Child labour versus educational attainment: Some evidence from Latin America. *Journal of Population Economics*, 10(4), 377-386.
49. Quiroga, B. (2006). *Trabajo infantil en los niños y jóvenes beneficiarios del programa Familias en Acción: una evaluación de impacto* (tesis de maestría). Bogotá: Universidad de los Andes.
50. Ravallion, M. y Wodon, Q. (2000). Does child labor displace schooling? Evidence on behavioral responses to an enrollment subsidy. *The Economic Journal*, 10(462), 158-175.
51. Ray, R. y Lancaster, G. (2005). Efectos del trabajo infantil en la escolaridad. Estudio plurinacional. *Revista Internacional del Trabajo*, 124(2), 209-232.
52. Reggio, I. (2011). The influence of the mother's power on her child's labor in Mexico. *Journal of Development Economics*, 96(1), 95-105.
53. Rogers, C. y Swinnerton, K. (2004). Does child labor decrease when parental incomes rise? *Journal of Political Economy*, 112(4), 939-968.
54. Rojas, M., Vegas, Z., Briceño, L. y Rodríguez, L. (2010). Trabajo infantil y salud en un mercado público de Valencia, Venezuela. *Revista de Salud Pública*, 12(1), 135-143.