



CUADERNOS DE ECONOMÍA

ISSN 0121-4772



Facultad de Ciencias Económicas
Escuela de Economía
Sede Bogotá



UNIVERSIDAD
NACIONAL
DE COLOMBIA

ASESORES EXTERNOS

COMITÉ CIENTÍFICO

Ernesto Cárdenas

Pontificia Universidad Javeriana-Cal

José Félix Cataño

Universidad de los Andes

Philippe De Lombaerde

NEOMA Business School y UNU-CRIS

Edith Klímovsky

Universidad Autónoma Metropolitana de México

José Manuel Menudo

Universidad Pablo de Olavide

Gabriel Mísa

Universidad Nacional de Colombia

Mauricio Pérez Salazar

Universidad Externado de Colombia

Fábio Waltenberg

Universidade Federal Fluminense de Rio de Janeiro

EQUIPO EDITORIAL

Daniela Cárdenas

Karen Tatiana Rodríguez

María Paula Moreno Mojca

Estudiante auxiliar

Proceditor Ltda.

Corrección de estilo, armada electrónica,
finalización de arte, impresión y acabados
Tel. 757 9200, Bogotá D. C.

Luis Tarapuez

Área de Comunicaciones - Facultad de Ciencias Económicas

Fotografía de la cubierta

Indexación, resúmenes o referencias en

SCOPUS

Thomson Reuters Web of Science

(antiguo ISI)-SciELO Citation Index

ESCI (Emerging Sources Citation Index) - Clarivate Analytics

EBSCO

Publindex - Categoría B - Colciencias

SciELO Social Sciences - Brasil

RePEc - Research Papers in Economics

SSRN - Social Sciences Research Network

EconLit - Journal of Economic Literature

IBSS - International Bibliography of the Social Sciences

PAIS International - CSA Public Affairs Information Service

CLASE - Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades

Latindex - Sistema regional de información en línea

HLAS - Handbook of Latin American Studies

DOAJ - Directory of Open Access Journals

CAPEs - Portal Brasileiro de Informação Científica

CIBERA - Biblioteca Virtual Iberoamericana España / Portugal

DIALNET - Hemeroteca Virtual

Ulrich's Directory

DOTEC - Documentos Técnicos en Economía - Colombia

LatAm-Studies - Estudios Latinoamericanos

Redalyc

Universidad Nacional de Colombia

Carrera 30 No. 45-03, Edificio 310, primer piso

Correo electrónico: revcuaeo_bog@unal.edu.co

Página web: www.ceconomia.unal.edu.co

Teléfono: (571)3165000 ext. 12308, AA. 055051, Bogotá D. C., Colombia

Cuadernos de Economía Vol. 43 No. 91 - 2024

El material de esta revista puede ser reproducido citando la fuente. El contenido de los artículos es responsabilidad de sus autores y no compromete de ninguna manera a la Escuela de Economía, ni a la Facultad de Ciencias Económicas, ni a la Universidad Nacional de Colombia.

UNIVERSIDAD NACIONAL DE COLOMBIA

Rectora

Dolly Montoya Castaño

Vicerrectora Sede Bogotá (E)

Lorena Chaparro Díaz

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS

Decana

Juanita Villaveces

ESCUELA DE ECONOMÍA

Directora

Nancy Milena Hoyos Gómez

CENTRO DE INVESTIGACIONES PARA EL DESARROLLO

- CID

Karoll Gómez

DOCTORADO Y MAESTRÍA EN CIENCIAS ECONÓMICAS Y PROGRAMA CURRICULAR DE ECONOMÍA

Coordinadora

Olga Lucía Manrique

CUADERNOS DE ECONOMÍA

EDITOR

Gonzalo Cómbita

Universidad Nacional de Colombia

CONSEJO EDITORIAL

Marta Juanita Villaveces

Universidad Nacional de Colombia

Liliana Chicaíza Becerra

Universidad Nacional de Colombia

Manuel Muñoz Conde

Universidad Nacional de Colombia

Mario García Molina

Universidad Nacional de Colombia

Iván Montoya

Universidad Nacional de Colombia

Iván D. Hernández

Universidad de Ibagué

Juan Miguel Gallego

Universidad del Rosario

Paula Herrera Idárraga

Pontificia Universidad Javeriana

Esteban Pérez Caldentey

Comisión Económica para América Latina y el Caribe

Noemi Levy

Universidad Nacional Autónoma de México

Juan Carlos Moreno Brid

Universidad Nacional Autónoma de México

Matías Vernengo

Bucknell University

Esta obra está bajo una Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-SinDerivadas 2.5 Colombia.

Usted es libre de:

Compartir - copiar, distribuir, ejecutar y comunicar públicamente la obra

Bajo las condiciones siguientes:

- **Atribución** — Debe reconocer los créditos de la obra de la manera especificada por el autor o el licenciante. Si utiliza parte o la totalidad de esta investigación tiene que especificar la fuente.
- **No Comercial** — No puede utilizar esta obra para fines comerciales.
- **Sin Obras Derivadas** — No se puede alterar, transformar o generar una obra derivada a partir de esta obra.

Los derechos derivados de usos legítimos u otras limitaciones reconocidas por la ley no se ven afectados por lo anterior.



El contenido de los artículos y reseñas publicadas es responsabilidad de los autores y no refleja el punto de vista u opinión de la Escuela de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas o de la Universidad Nacional de Colombia.

The content of all published articles and reviews does not reflect the official opinion of the Faculty of Economic Sciences at the School of Economics, or those of the Universidad Nacional de Colombia. Responsibility for the information and views expressed in the articles and reviews lies entirely with the author(s).

**MODELO DE PROBABILIDAD SEGÚN
CONDICIONES SOCIOECONÓMICAS PARA
EL TRABAJO INFANTIL RURAL Y URBANO
EN COLOMBIA**

Jenny Lisseth Avendaño López
Óscar Hernán Cerquera Losada
Cristian José Arias Barrera

Avendaño López, J. L., Cerquera Losada, Ó. H., & Arias Barrera, C. J. (2024). Modelo de probabilidad según condiciones socioeconómicas para el trabajo infantil rural y urbano en Colombia. *Cuadernos de Economía*, 43(91), 175-194.

J. L. Avendaño López

Programa de Economía Universidad Surcolombiana, Grupo de investigación Iguaque-USCO.
Correo electrónico: jenny.avendano@usco.edu.co

Ó. H. Cerquera Losada

Programa de Economía Universidad Surcolombiana, Grupo de investigación Iguaque-USCO.
Correo electrónico: oscar.cerquera@usco.edu.co

C. J. Arias Barrera

Universidad Surcolombiana, Grupo de investigación Iguaque-USCO. Correo electrónico:
cjabl@hotmail.com

Sugerencia de citación: Avendaño López, J. L., Cerquera Losada, Ó. H., & Arias Barrera, C. J. (2024). Modelo de probabilidad según condiciones socioeconómicas para el trabajo infantil rural y urbano en Colombia. *Cuadernos de Economía*, 43(91), 175-194. <https://10.15446/cuadernos.v43n91.104575>

Este artículo fue recibido el 1° de septiembre de 2022, ajustado el 12 de mayo de 2023 y su publicación aprobada el 11 de agosto de 2023.

El problema social relacionado con el trabajo infantil es una situación que concentra los esfuerzos de organismos multilaterales como la Organización Internacional del Trabajo, Organización de las Naciones Unidas y el Fondo Internacional de Emergencia de las Naciones Unidas para la Infancia y por esta vía, el interés en atender esta emergencia social, desde las agendas públicas de los distintos países que adoptan estas convenciones y lineamientos. Este manuscrito proporciona un análisis sobre el trabajo infantil en Colombia, partiendo de sus posibles causas que lo potencializan; en este sentido, el objetivo del artículo es establecer los elementos que determinan la probabilidad de ocurrencia del trabajo infantil en Colombia para niños y niñas de 5 a 17 años, diferenciando los resultados en el área rural y urbana. El método empleado es la estimación de un modelo Probit a partir de la información aportada por la Gran Encuesta Integrada de Hogares Colombianos y de la encuesta Módulo de Trabajo Infantil del año 2018. Dentro de los resultados se evidencia en el trabajo infantil rural una mayor probabilidad de ocurrencia por efectos de las variables como sexo y educación en comparación con el trabajo infantil urbano.

Palabras clave: trabajo infantil; modelo Probit; economía rural; economía regional.

JEL: C01, B55, E20, R00.

Avendaño López, J. L., Cerquera Lozada, Ó. H., & Arias Barrera, C. J. (2024). Probability model according to socioeconomic conditions for rural and urban child labor in Colombia. *Cuadernos de Economía*, 43(91), 175-194.

The social problem related to child labor is a situation that concentrates the efforts of multilateral organizations such as the ILO, UN, UNICEF and in this way, the interest in addressing this social emergency, from the public agendas of the different countries that adopt these conventions and guidelines. This manuscript provides an analysis of child labor in Colombia, based on its possible causes that potentiate it; In this sense, the objective of the article is to establish the elements that determine the probability of occurrence of child labor in Colombia for children from 5 to 17 years of age, differentiating the results in rural and urban areas. The method used is the estimation of a probit model based on the information provided by the Great Integrated Survey of Colombian Households (GEIH) and the survey, Child Labor Module (MTI) of the year 2018. Within the results, it is evident in rural child labor a greater probability of occurrence because of variables such as sex and education compared to urban child labor.

Key words: Child Labor; Probit model; rural economy; regional economy.

JEL: C01, B55, E20, R00.

INTRODUCCIÓN

El abordaje sobre el trabajo infantil es generoso en cuanto a la diversidad de disciplinas y de metodologías que lo investigan y en cuanto a las escalas de análisis y los objetos de indagación que se proponen. El eje central del interrogante que surge es en torno a qué disciplinas y en qué dirección metodológica y epistemológica subyacen las posturas discursivas que gravitan en las concepciones sobre las infancias trabajadoras y en donde se revelan las miradas de análisis diametralmente diferenciadas; por un lado, las ideas institucionalistas cuya concepción de la infancia no concilia con la del trabajo, visto como no aceptable y vulnerador de las posibilidades de desarrollo de los niños y niñas (Frascó-Zuker, 2016) y por otro, la reflexión en la que se sugiere que el trabajo infantil puede estimular la construcción de valores para el futuro de los niños y niñas y en este sentido, la adquisición de habilidades y competencias a temprana edad puede compensar las pérdidas estimadas por la no formación de capital humano (Acevedo *et al.*, 2011).

La Organización Internacional del Trabajo (OIT, 2012) reconoce que el trabajo infantil rural es potenciado por algunas características asociadas con la pobreza, sistemas de educación insuficientes, trabajo estacional, migración poblacional, prácticas culturales, legislación laboral inadecuada y no aplicada (no solo para el trabajo infantil sino para el trabajo adulto) y falta de oportunidades laborales para la población adulta (OIT, 2012). Según Murray *et al.* (2010) la oferta y demanda de trabajo infantil en el contexto de trabajo rural o agrícola se determina por la necesidad de dar completitud al ingreso familiar mínimo vital para cubrir las necesidades básicas, el acceso limitado a servicios financieros y de bancarización, la ausencia de política agrícola que viabilice y fortalezca la actividad económica en este sector, entre otros factores que prefijan la oferta de mano de obra infantil.

Dentro de los factores que determinan la demanda se encuentran: lo económico que resulta la mano de obra infantil frente a los costos salariales de los adultos, oferta insuficiente de mano de obra en periodos de cosecha y deshierbe, la fácil incorporación de los niños a las actividades de trabajo en el campo en la modalidad del pago por destajo y otros aspectos asociados a las competencias y habilidades propias de los niños que se ajustan a este tipo de trabajo manual. Este análisis institucional corresponde a las posturas delineadas por la OIT (2012), que se han materializado en los múltiples convenios y los cuales han sido extensivos para buena parte de los países en el mundo.

Este artículo expone los resultados sobre el efecto que algunas variables explicativas seleccionadas previamente generan sobre la probabilidad de ocurrencia del trabajo infantil en zonas rurales y urbanas en Colombia, a partir de la estimación de un modelo Probit. Las diferencias reveladas para zonas rurales en comparación con las urbanas son notables en los resultados finales y ofrecen escenarios posteriores de investigación sobre los hallazgos. La primera parte del artículo presenta una revisión teórica y metodológica sobre el trabajo infantil como objeto de estudio; la segunda detalla el proceso de estimación de un modelo econométrico tipo

Probit, en el cual se determina la probabilidad de trabajo infantil de niños y niñas que habitan zonas rurales y urbanas en Colombia; y la tercera sección es de análisis de resultados y discusión de los hallazgos finales.

ABORDAJE TEÓRICO Y METODOLÓGICO DEL TRABAJO INFANTIL

El trabajo infantil como objeto de estudio

El trabajo infantil es un fenómeno social de gran preocupación para distintos organismos multilaterales como la OIT (2012), la Organización de las Naciones Unidas (2022) y el Fondo Internacional de Emergencia de las Naciones Unidas para la Infancia (2021) y en tal sentido, la prelación en atender esta emergencia social ha trascendido en las agendas públicas de los países que adoptan las convenciones y lineamientos de estas organizaciones internacionales. Se evidencia así la necesidad de vincular a la acción política, los avances investigativos que visibilizan esta situación como un problema social (Llobet, 2012). A continuación, se reflexiona sobre la literatura relacionada con el análisis de las causas y determinantes que promueven en niños y niñas la condición de trabajadores infantiles en áreas rurales y urbanas en Colombia.

Todas estas posibilidades de incursionar en el trabajo infantil como objeto de estudio es lo que permite inferir la multicausalidad del fenómeno social, lo que implica abandonar la idea de limitar el problema a una sola causa. En tal sentido, existe un punto de partida relevante en el análisis de la pobreza, aunque no único determinante del trabajo infantil. Como se indica en Edmonds (2005), el papel del bajo ingreso familiar establece elementos fundamentales en la toma de decisión para el hogar en participar o no en el trabajo infantil. Sin caer en la idea reduccionista de asociar el trabajo infantil únicamente con la generación de ingresos. En este sentido, dicha investigación sugiere, que para el periodo de estudio 1993-1998, hubo una disminución del trabajo infantil, con respecto al comportamiento en el mejoramiento de los ingresos, de 3200 familias en Vietnam; esa mejora sustancial en los ingresos, de ese quintil poblacional, fue lo suficientemente alto, como para impactar la presencia de trabajo infantil; resultado que se sustenta con evidencia correlacional. Para el quintil de la población más pobre, donde el ingreso no mejoró significativamente, no se logró la disminución del trabajo infantil (Edmonds, 2005).

El modelo factorial realizado en Lahore Pakistán y diseñado por Siddiqi (2013) permite explorar el trabajo infantil en términos de las características de los hogares de los niños trabajadores, siendo la condición del hogar uno de los principales determinantes evidenciados por el autor, quien identifica el nivel de decisión familiar cuando un niño ingresa al mercado laboral, debido esto a una serie de factores socioeconómicos relacionados con el hogar. Con esto reconoce a la demografía del hogar como una dimensión de análisis relevante en las dinámicas de trabajo infantil en cualquier país.

Respecto a la preponderancia de la decisión familiar sobre la elección del niño o niña para ingresar al trabajo infantil, se rescatan los hallazgos de otro estudio en esta misma región; Shujat *et al.* (2012) analizan mediante un modelo de elección binaria, aquellos factores por los cuales los padres están obligados a involucrar a sus hijos en actividades económicas. Los resultados indican que los ingresos medios de los hogares guardan una correlación significativa y negativa con el trabajo infantil. La educación del jefe del hogar también se identifica como un determinante a la hora de tomar la decisión de situar al niño o niña en trabajo infantil.

Retavizca (2016) analiza los factores en Colombia que inciden en la decisión de trabajo infantil y destaca las características de los niños y niñas como la edad y el sexo, las del entorno como la vivienda en la que el niño o niña reside, y la zona en la que igualmente habite el núcleo familiar, siendo estas las variables de mayor importancia a la hora de estimar la probabilidad de que un niño o niña entre los 5 y los 17 años forme parte del mercado laboral (Retavizca, 2016). Se concluye que existe un efecto positivo entre la edad y la deserción escolar asociada al trabajo infantil. La autora afirma que el trabajo infantil tiene un efecto negativo sobre el proceso de formación de los niños y niñas, afectando principalmente a los niños de mayor edad cuya probabilidad de abandono de la escuela es más alta.

La investigación económica ha planteado diversas posturas, algo alejadas de la idea reduccionista sobre la abolición del trabajo infantil propuesta por la OIT (2012), en su lugar, autores como Basu y Hoang (1998) argumentan sobre los equilibrios múltiples en torno al trabajo infantil y a las condiciones de pobreza de los hogares, en donde el mercado de trabajo mediado por los niveles salariales puede motivar la existencia o no de trabajo infantil.

Los desarrollos teóricos e investigativos en el campo de la ruralidad y el trabajo de niñas y niños se pueden situar a partir de los estudios de Bar y Basu (2009), quienes a través de un modelo de generaciones superpuestas examinan los efectos de un aumento en la propiedad de la tierra sobre el trabajo infantil; en virtud de que no es una relación monotónica, se infiere que pequeños aumentos en la tenencia de la tierra sobre todo en el corto plazo, conducen a un incremento en el trabajo infantil; pero a medida que la tierra sigue aumentando, el trabajo infantil agregado en las generaciones futuras disminuye, es decir, la relación entre trabajo infantil y tenencia de la tierra es una U invertida. A través del modelo estándar de generaciones superpuestas y mercados de capitales imperfectos se explica el comportamiento de la U invertida; resultado que converge con otros autores como Bhalotra y Heady (2003) y Edmonds y Turk (2004), quienes realizan sendos análisis similares en Pakistán, Ghana y Vietnam.

En América Latina, puntualmente para el caso mexicano, se referencia el estudio de Doran (2013) que con base en los avances teóricos de Basu y Hoang (1998) sobre los equilibrios múltiples, analiza el comportamiento en la dinámica del mercado laboral adulto, relacionado con el trabajo infantil en las zona rural de México, y establece que la disminución del trabajo infantil está acompañada de un aumento

en la demanda de trabajo adulto: el trabajo de los niños es sustituido por el trabajo de los adultos; estos hallazgos emergen de la preocupación por saber qué sucede en el mercado laboral adulto una vez el trabajo infantil es menor en contextos rurales y de lo cual se concluye que en contextos rurales, con periodos estacionales de siembra y cosecha, los esfuerzos por reducir el trabajo infantil pueden tener impactos positivos en los salarios y en el empleo adulto de la región.

En países latinoamericanos con población rural que supera la urbana –es el caso de Ecuador– la incidencia de trabajo infantil es mayor en las áreas rurales. Según Cruz (2019) el 84 % de los niños y niñas trabajadores pertenece a la población rural, en donde prevalecen las tradiciones culturales y los niños se consideran de manera preferente un reemplazo generacional de la economía productiva y las niñas ejecutoras principalmente del trabajo reproductivo que acompaña el productivo. De igual forma sucede en países como Argentina, en donde las actividades productivas para el mercado, productivas para el autoconsumo y domésticas intensas, realizadas por niños y niñas de 5 a 15 años, presentan mayor incidencia en las zonas rurales (19,8 %) y en las áreas urbanas correspondientes a las regiones del noroeste y nordeste argentino, 13,6 % y 13,1 % respectivamente.

Según el informe de la Food and Agriculture Organization (2020) el trabajo infantil se promueve por factores de empuje, ligados a la oferta y factores de atracción relacionados con la demanda y los cuales se configuran por las características de las condiciones en las que se ejecute el proceso productivo agrícola. En este informe se detallan algunas tipologías del trabajo infantil en las zonas rurales y dentro de las que se destaca que para la actividad agrícola específicamente tiene una connotación estacional, dado que la demanda de mano de obra se encuentra en función de los ciclos de producción; la práctica de trabajo infantil es de naturaleza informal, y por esta misma condición es poco regulada. De igual forma se resalta la invisibilidad del trabajo en la ruralidad, el ingreso a muy temprana edad de los niños y niñas al trabajo y aspectos vinculados con el género y la división de tareas ejecutadas en lo rural.

Modelos de negociación: análisis económico de las decisiones familiares

Dadas las condiciones de pobreza y desigualdad que dinamizan el trabajo infantil, no es posible asegurar que el trabajo infantil dependa únicamente de la decisión del niño o niña. Por el contrario, en un contexto de pobreza y desigualdad económica, la elección de trabajar o no del niño o niña estará en función de múltiples factores y el nivel decisorio será familiar. En tal sentido y con el fin de generar una explicación desde la disciplina económica, los modelos de comportamiento del hogar se centran en analizar el nivel de decisión de trabajo de los niños, sobre la oferta de mano de obra infantil, siendo esta una elección de los padres o el jefe de hogar, y dando lugar a un nivel de ingreso o de riqueza familiar como determinante del trabajo infantil.

El modelamiento teórico de Basu y Hoang (1998) expone el axioma de lujo, que indica que la familia enviará a los niños al mercado de trabajo solo si los ingresos de la familia, procedentes de fuentes de trabajo distintas a la infantil, caen a niveles inferiores. A esta situación hipotética se le articula un segundo axioma que tiene que ver con el hecho de que el trabajo adulto y el trabajo infantil pueden ser sustitutos. Estos supuestos están contenidos en las relaciones de preferencia y en las funciones de producción: la preferencia de la familia ($>$) se define por una relación binaria establecida en la expresión (1), donde c es el consumo de la familia y e es la posibilidad o no de trabajo de los niños (puede tomar valores de 0 o 1); se asume el supuesto de que el consumo de niños y adultos es el mismo.

$$\{(c, e) | c \geq 0, e \in \{0, 1\}\} \quad (1)$$

Ahora bien, esta relación binaria se constituye bajo el supuesto enmarcado en el axioma de lujo expuesto por Basu y Hoang (1998), el cual establece que la familia enviará al niño o niña a trabajar, si o solo si –en ausencia de ingresos del niño o niña– el consumo de cada individuo que conforma el hogar cae por debajo de cierto nivel de subsistencia exógenamente fijo (2).

$$(c, 0) > (c + \delta, 1) \text{ si } c \geq s \text{ y } (c + \delta, 1) > (c, 0) \text{ si } c < s \quad (2)$$

El aporte de Basu y Hoang (1998) resulta útil para comprender fenómenos sociales como el trabajo infantil, a la luz de la dinámica del mercado laboral, en donde se parte del supuesto de que los adultos y niños son sustitutos en la producción de la empresa, expresada en su correspondiente función de producción. Aunque este planteamiento de Basu y Hoang (1998) es relevante a la hora de dar orientación al análisis y hallazgos del modelo propuesto a continuación, es necesario vincular a este análisis al axioma de lujo; lo que permite aportar una estructura teórica al posterior diseño de estimación econométrica.

La contribución de Basu y Hoang (1998) al exponer su modelo sobre el axioma de lujo y las posibilidades de múltiples equilibrios es valiosa para el caso que interesa en esta investigación y posterior modelación: el ingreso adulto influye en la decisión del hogar sobre la participación de niños y niñas en el mercado de trabajo. Así lo corrobora Grootaert (1998, citado en Cortés *et al.*, 2018, Hussain *et al.*, 2017 y Strobl, 2017), que a partir de un modelo secuencial Probit define los determinantes del trabajo infantil en Costa de Marfil; detecta que las características de los padres son relevantes y más aún, quién posee estas características, si el padre o la madre como impulsor(a) principal del trabajo infantil. De este estudio se desprende que en hogares demasiado pobres es posible que se dependa en forma crítica del ingreso que genere el trabajo de los niños y en tal sentido y reforzando el modelo desarrollado por Basu, el autor sugiere que las medidas correctivas no pueden ser la erradicación total del trabajo infantil, sino la posibilidad de llegar a una mediación entre asistencia escolar y trabajo infantil ligero.

MÉTODO E INSTRUMENTOS

Los datos

En este apartado se presentan los resultados de la estimación del modelo de probabilidad del trabajo infantil en el área urbana y rural de Colombia para el año 2018. La base de datos utilizada surge del empalme entre el Módulo del Trabajo Infantil (MTI) y la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (Dane). La variable dependiente *trabajo infantil* toma el valor de 1 si el individuo entre los 5 y 17 años de edad es considerado trabajador y de 0 si no lo es. La definición de trabajo infantil deriva de los conceptos de ocupación de la GEIH y hace referencia a la participación productiva de bienes y servicios, en el periodo de referencia, por lo menos en una hora a cambio de ingresos monetarios o en especie, o por los menos en una hora sin haber recibido pago como trabajador familiar sin remuneración o trabajador sin remuneración en empresas o negocios de otros hogares o no trabajó en la semana de referencia por vacaciones, licencias, etc., pero tenía un empleo (Dane, 2020).

Especificidades del modelo Probit para trabajo infantil rural-urbano en Colombia

El modelo Probit de respuesta discreta a estimar, busca establecer los efectos marginales de la participación de niños y niñas entre los 5 y 17 años en el mercado laboral, en función de las variables explicativas. La variable Y expresa la ocurrencia o no del evento; es decir, siendo Y_i una variable dicotómica que denota la condición de *trabajo infantil*, en caso de que suceda, el valor de la variable es 1 y tomará un valor de 0 en caso contrario. Las variables independientes están representadas por (X_1, X_2, \dots, X_n) y se definen en la tabla 1.

El modelo Probit se plantea formalmente como se muestra en la ecuación (3).

$$P(Y = 1 | x) = G(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n) = G(\beta_0 + \beta x) \quad (3)$$

Donde G corresponde a una función de distribución acumulada normal estándar, que permite asumir valores (en las probabilidades estimadas) que se encuentran estrictamente entre 0 y 1. En general, los modelos Probit son preferidos a los modelos Logit, básicamente por la distribución acumulada normal, dando prioridad al supuesto de normalidad; en otros modelos, como el Logit, que se distribuye con una función logística, el tratamiento de diferentes problemas de especificación es más complejo.

Tabla 1.

Sistema de variables dependiente e independientes (características individuales, del hogar y del jefe del hogar) del modelo Probit

Variable dependiente	Descripción
Trabajo infantil	Variable binaria. Toma el valor de 1 si los niños y niñas entre los 5 y los 17 años trabajan, y de 0 en caso contrario

(Continúa)

Características generales de niños y niñas trabajadores

Variable	Descripción	Signo esperado
Educación	Discreta	Negativo
Edad	Discreta	Positivo
Sexo	Binaria	Positivo
SGSSS ¹	Binaria	Negativo
Estrato	Discreta	Negativo

Características del hogar de niños y niñas trabajadores

Variable	Descripción	Signo esperado
TAM_HOGAR	Discreta	Negativo
Vivienda	Binaria	Negativo
Gas	Binaria	Negativo
Recolección	Binaria	Negativo
Acueducto	Binaria	Negativo

Características jefe del hogar (JH)

Variable	Descripción	Signo esperado
Ingreso laboral JH	Discreta	Negativo
Sexo JH	Binaria	Positivo
Años de educación JH	Discreta	Negativo
Edad_JH	Discreta	Negativo

Fuente: elaboración propia.¹

HALLAZGOS Y DISCUSIÓN DE LOS RESULTADOS

En la tabla 2 se presenta el resultado nacional, urbano y rural de la estimación del modelo; la educación no es estadísticamente significativa, pero afecta de manera negativa la probabilidad de ingresar al mercado laboral, es decir que a mayor educación, menor es la probabilidad de caer en el trabajo infantil; resultado similar se encuentra en Tomaselli (2021) en el sentido de reflexionar sobre la relevancia de la educación y su aporte en beneficio de mejorar las condiciones en el mercado laboral adulto y de igual forma, propiciar una disminución en la probabilidad de trabajo infantil.

Para todos los casos estimados, la edad se relaciona positivamente con la variable dependiente, en efecto, un año más en edad aumenta la probabilidad de trabajar tanto para el área urbana como para el área rural, aspecto que también lo referen-

¹ Esta variable indica tener acceso al Sistema General de Seguridad Social en Salud a través de alguna de sus dos figuras: régimen subsidiado o contributivo.

cian Fanton d'Andon *et al.* (2022), quienes infieren que la variable edad indica que los infantes pueden asumir una mayor carga de trabajo a medida que crecen. Con respecto a la variable sexo, ser niño, para áreas rurales y urbanas, amplía la probabilidad de ser trabajador en relación con las niñas. La seguridad social en salud, el estrato, contar con recolección de basuras y tener acueducto y energía en la vivienda se asocian negativamente con el trabajo infantil, a medida que mejoran las condiciones en estos aspectos, la probabilidad de trabajo infantil disminuye, en relación con las viviendas que no cuentan con esos servicios; el comportamiento de estas variables está vinculado con la calidad de vida de las familias. Algunos estudios que abordan la correspondencia entre pobreza y trabajo infantil resaltan esta relación indirecta (Balagopalan, 2021; Surjya Das, 2022).

Las variables asociadas a las características del jefe del hogar señalan que el ingreso laboral, los años de educación y la edad del jefe del hogar se relacionan inversamente con la variable trabajo infantil, esto evidencia que los incrementos tanto en el ingreso laboral del padre, los años de educación y la edad, disminuyen la probabilidad de que niños y niñas caigan en esta condición. Fahlevi y Nusantara (2020) realizan un análisis económico de hogares en Indonesia con presencia de trabajo infantil, y concluyen que las características de la madre o el padre, específicamente ingreso y educación, así como las propias del hogar, tuvieron un efecto inverso y significativo en las horas de trabajo infantil. Dentro de este mismo conjunto de variables sobre características del o la jefe de hogar, destaca en la presente estimación, el comportamiento en la probabilidad de que un infante trabaje, la cual es mayor en el caso de la existencia de hogares con jefatura masculina, resultado consistente con la teoría (Balagopalan, 2021).

Tabla 2.

Resultados estimación del modelo de probabilidad del trabajo infantil en las áreas urbana y rural de Colombia para el año 2018

	Colombia	Urbano	Rural
	TI	TI	TI
Educación	-0,0101 (-1,49)	-0,00865 (-1,08)	-0,00868 (-0,67)
Edad	0,190*** (23,93)	0,185*** (18,81)	0,206*** (14,77)
Sexo	0,288*** (9,48)	0,180*** (5,16)	0,620*** (9,79)
SGSSS	-0,165** (-2,77)	-0,229*** (-3,42)	-0,0127 (-0,10)
Estrato	-0,0763*** (-3,68)	-0,0774*** (-3,35)	-0,0712 (-1,41)
TAM_HOGAR	-0,00610	-0,0243*	0,0547***

(Continúa)

	Colombia	Urbano	Rural
	TI	TI	TI
	(- 0,77)	(- 2,57)	(3,42)
Vivienda	0,0258	- 0,0169	0,105
	(0,79)	(- 0,43)	(1,66)
Gas	0,0323	0,0427	0,183
	(0,77)	(0,91)	(1,46)
Recolección	- 0,542***	- 0,211	- 0,414***
	(- 10,01)	(- 1,75)	(- 3,76)
Acueducto	- 0,111*	0,0331	- 0,200**
	(- 2,06)	(0,35)	(- 2,84)
Energía	- 0,368***	- 0,157	- 0,352**
	(- 3,58)	(- 0,23)	(- 2,98)
INGLABO_JH	- 9,28e-09	6,5 7e-09	- 0,000000203**
	(- 0,50)	(0,44)	(- 2,62)
Sexo_JefedelHogar (jf)	0,0944**	0,0865*	0,141
	(2,93)	(2,43)	(1,78)
Años de educación JH	- 0,0381***	- 0,0438***	- 0,00993
	(- 9,12)	(- 9,36)	(- 1,05)
Edad_JH	- 0,00464**	- 0,00627***	- 0,000142
	(- 3,07)	(- 3,45)	(- 0,05)
_cons	- 2,509***	- 2,8177***	- 3,827***
	(- 16,23)	(- 4,01)	(- 13,45)
R2	0,2174	0,1781	0,2387
<i>Correctly classified</i>	95,29 %	96,49 %	88,24 %
<i>N</i>	28 173	24 346	3827

Nota: *t* statistics in parentheses. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Fuente: elaboración propia.

Resulta interesante destacar que para el tamaño del hogar la relación se vuelve positiva para el caso del área rural, indicando que, a mayor número de personas en el hogar, mayor es la probabilidad de caer en el trabajo infantil, contrario a lo descrito para el área urbana y para Colombia en general. Además, el tener vivienda propia solamente se relaciona negativamente si el individuo vive en el área urbana, consistente con resultados similares en Enríquez y Ortiz (2020), que encuentran en su estudio sobre trabajo infantil y asistencia escolar en Ecuador, que los hogares a nivel nacional con vivienda propia, poseen mayor probabilidad de que los niños asistan a la escuela y menos al trabajo.

Con respecto al ingreso laboral del jefe del hogar, para el área rural, se obtiene una relación negativa entre las variables analizadas, mostrando que un aumento del ingreso disminuye la probabilidad de ocurrencia de trabajar de los niños y niñas. Con respecto al área urbana el resultado no es estadísticamente significativo.

El grupo de variables independientes explica el 21,74 % de las variaciones de la variable dependiente para el caso de Colombia, mientras que para el área urbana este porcentaje se sitúa en 17,81 % y en 23,87 % para el área rural. El porcentaje de las correctas predicciones realizadas por el modelo son del 95,29 % para Colombia, del 96,49 % para el área urbana y del 88,24 % para el área rural.

Probabilidad de estar en condición de trabajo infantil, según características de favorabilidad o no favorabilidad

En la tabla 3 se presentan los resultados del cálculo de los efectos marginales de la probabilidad de estar en trabajo infantil. Para el caso colombiano, la probabilidad de predicción, es decir, la probabilidad de que un individuo entre los 5 y los 17 años trabaje es del 1,7 %, mientras que para el área urbana es del 1,3 % y aproximadamente cinco veces más para el área rural: 6,3 %.

Ahora bien, si se compara a los individuos desde dos condiciones, favorables y características poco favorables, las probabilidades de trabajar varían considerablemente entre uno y otro caso. En la tabla 3, para el caso de Colombia, un individuo entre los 5 y los 17 años, con características favorables, presenta una probabilidad de trabajar del 1,68 % y si las características son poco favorables incrementa de manera notable la probabilidad hasta ubicarse en 15,9 %. De acuerdo con Miranda (2019), las características de los hogares en función de las posibilidades materiales y otros aspectos, pueden ser un factor decisivo al momento de explicar las causas del trabajo infantil; en este mismo sentido, para Valdez (2019) la influencia de distintos factores –características contextuales, del hogar e individuales– es determinante en la probabilidad de que niños y niñas participen en el mercado laboral.

Las variaciones para el área urbana son mucho más bajas, dado que un individuo con características favorables tiene una probabilidad del 1,25 % de estar en condición de trabajo infantil, mientras que el tener características poco favorables amplía su probabilidad a 4,45 %. Para el área rural, la diferencia es mucho mayor en comparación con el área urbana y para el caso colombiano en general; si un individuo que reside en una zona rural tiene características favorables, la probabilidad de que trabaje es del 6,71 % y si tiene características poco favorables –tiene cuatro años de educación, once años de edad, es hombre, no tiene seguridad social en salud, es de estrato 1, en su hogar habitan cinco personas, no tiene vivienda propia, en su vivienda no cuenta con gas, recolección de basura, acueducto ni energía; el jefe del hogar tiene en promedio ingresos de \$598 745, es hombre, con cinco años de educación y 44 años de edad–, la probabilidad de caer en el trabajo infantil incrementa aproximadamente 3,1 veces, es decir, un 20,95 %.

Resultados sobre la probabilidad de trabajo infantil según categorías de las variables explicativas

A partir de las variables explicativas seleccionadas, los resultados de las estimaciones de la tabla 4 revelan que los individuos de sexo femenino tienen una probabili-

Tabla 3. Probabilidad de las variables del modelo según las características medias, favorables y poco favorables

	Colombia			Urbano			Rural		
	Medias	Favorables	Poco favorables	Medias	Favorables	Poco favorables	Medias	Favorables	Poco favorables
Probabilidad	0,01708	0,01684	0,1596	0,01353	0,01258	0,04456	0,0632	0,0671	0,2095
<i>Características generales</i>									
Educación	4,146	4	4	4,22	4	4	3,626	4	4
Edad	11,131	11	11	11,14	11	11	11,029	11	11
Sexo	0,507	Hombre	Hombre	0,507	Hombre	Hombre	0,507	Hombre	Hombre
SGSSS	0,940	Sí	No	0,941	Sí	No	0,935	Sí	No
Estrato	1,725	2	2	1,836	2	2	1,022	1	1
<i>Características del hogar</i>									
TAM_HOGAR	4,790	5	5	4,754	5	5	5,016	5	5
Vivienda	0,330	Sí	No	0,316	Sí	No	0,417	Sí	No
Gas	0,714	Sí	No	0,810	Sí	No	0,104	Sí	No
Recolección	0,877	Sí	No	0,984	Sí	No	0,200	Sí	No
Acueducto	0,892	Sí	No	0,962	Sí	No	0,447	Sí	No
Energía	0,990	Sí	No	0,999	Sí	No	0,931	Sí	No
<i>Características del jefe del hogar (JH)</i>									
Ingreso laboral_JH	1018252	1018252	1018252	1084195	1084195	1084195	598745	598745	598745
Sexo_JH	0,6573	Hombre	Hombre	0,631	Hombre	Hombre	0,823	Hombre	Hombre
Años de educación jefe del hogar	8,88	9	9	9,505	10	10	4,945	5	5
Edad jefe del hogar	43,02	43	43	42,92	43	43	43,62	44	44

Fuente: elaboración propia con base en información de MTI-GEIH.

dad de 3,5 % de estar en trabajo infantil, mientras que los de sexo masculino tienen una probabilidad mayor, siendo esta de 5,8 %, para el caso colombiano, en tanto que las diferencias del área urbana y rural son del 1,18 % y 9,76 % respectivamente, estando a favor del sexo masculino, teniendo que las demás variables que explican el modelo están en sus medias. Quienes tienen seguridad social en salud presentan una probabilidad de 4,64 % de estar en trabajo infantil, mientras que quienes no tienen, la probabilidad aumenta en 1,44 %, ubicándose en 6,08 %, para el caso colombiano. Los individuos que tienen acceso a recolección de basuras tienen una probabilidad de 3,85 % de ubicarse en trabajo infantil, en tanto que quienes no tienen acceso a la recolección la probabilidad es del 9,37 % para el caso colombiano y para el área rural la probabilidad es del 7,75 % y del 13,58 % respectivamente.

En el área urbana quienes cuentan con energía eléctrica en sus viviendas tienen una probabilidad del 3,51 % de estar en condición de trabajo infantil y del 4,67 % si en la vivienda no cuentan con energía; quienes viven en área rural, la probabilidad es del 11,97 % y del 18,25 % correspondientemente. Si se analiza el sexo del jefe del hogar, el sector rural es el que presenta mayor diferencia, los resultados indican que, si es hombre, la probabilidad de que el individuo entre los 5 años y los 17 años esté en el trabajo infantil es del 12,00 % y si es mujer la probabilidad incrementa hasta el 14,32 %.

Tabla 4.

Probabilidad de trabajo infantil según categorías de las variables explicativas nacional, rural y urbano

Variables	Colombia		Urbano		Rural	
	Categoría	Probabilidad	Categoría	Probabilidad	Categoría	Probabilidad
Sexo	Femenino	0,0358	Mujer	0,0291	Mujer	0,0750
	Masculino	0,0585	Hombre	0,0409	Hombre	0,1726
SGSSS	Sí	0,0464	Sí	0,0341	Sí	0,1243
	No	0,0608	No	0,0515	No	0,1264
Vivienda	Sí	0,0485	Sí	0,0343	Sí	0,1337
	No	0,0465	No	0,0354	No	0,1169
Gas	Sí	0,0482	Sí	0,0356	Sí	0,1526
	No	0,0457	No	0,0329	No	0,1218
Recolección	Sí	0,0385	Sí	0,0348	Sí	0,0775
	No	0,0937	No	0,0509	No	0,1358
Acueducto	Sí	0,0455	Sí	0,0352	Sí	0,1066
	No	0,0547	No	0,0330	No	0,1379
Energía	Sí	0,0465	Sí	0,0351	Sí	0,1197
	No	0,0834	No	0,0467	No	0,1825
Sexo_JH	Mujer	0,0523	Mujer	0,0386	Mujer	0,1432
	Hombre	0,0446	Hombre	0,0328	Hombre	0,1200

Fuente: elaboración propia con base en información de MTI-GEIH.

Por último, en la tabla 5, se entrega el resultado de la estimación de los efectos marginales para cada una de las variables que explican la probabilidad de trabajo infantil para las áreas nacional, urbana y rural. El efecto marginal de la educación sugiere que el incremento en un año de educación en relación con sus medias (4,14 años para Colombia, 4,22 para el área urbana y 3,62 para el área rural) genera una disminución de 0,04 %, 0,03 % y 0,1 % en la probabilidad de estar en trabajo infantil respectivamente; como se indica, el efecto de la educación es mucho mayor para el caso del sector rural. La edad afecta positivamente la probabilidad de ubicarse en el trabajo infantil, esto revela que, para el caso del sector rural, un año más de edad con respecto a su media (11,02 años), manteniendo las demás variables constantes, aumenta la probabilidad de ocurrencia de trabajado infantil en un 2,55 % en lo rural y en un 0,64 % para el sector urbano.

Con relación al sexo, los hombres tienen mayor probabilidad de ser considerados trabajadores respecto a las mujeres, siendo esta del 1,2 %, 0,6 % y del 7,8 % para Colombia, el sector urbano y el sector rural respectivamente. En cuanto a la seguridad social en salud, se estima que quienes viven en el sector urbano y rural tienen una probabilidad menor de 0,9 % y 0,1 % respectivamente de ubicarse en el trabajo infantil con respecto a quienes no tienen seguridad social en salud. El efecto marginal para el estrato indica que el pasar positivamente de un estrato a otro en relación con sus medias (1,72 para Colombia, 1,83 para el área urbana y 1,02 para el área rural) causa una disminución de 0,3 %, 0,2 % y 0,8 % en la probabilidad de estar en condición de trabajo infantil, respectivamente.

El tamaño del hogar afecta de manera negativa la probabilidad del trabajo infantil para Colombia y el sector urbano, mientras que la relación para el sector rural es positiva; este último evidencia que, a mayor número de personas en el hogar, mayor es la probabilidad de trabajar, es decir que el incremento de una persona en el hogar, con respecto a su media (5,01 personas en el área rural), amplía la probabilidad de estar en situación de trabajo infantil en 0,67 %. Quienes tienen vivienda propia, para el sector urbano, presentan una probabilidad de 0,05 % menos de ubicarse en trabajo infantil con respecto a quienes no tienen vivienda propia, mientras que para el sector rural la probabilidad es 1,3 % por encima de quienes no tienen vivienda propia.

Tabla 5.

Estimación de los efectos marginales sobre la probabilidad de trabajo infantil, área nacional, urbana y rural

	Colombia	Urbano	Rural
Educación	- 0,000425	- 0,00029	- 0,00107
	(- 1,49)	(- 1,08)	(- 0,67)
Edad	0,008064***	0,00641***	0,02558***
	(21,89)	(18,20)	(14,70)

(Continúa)

	Colombia	Urbano	Rural
Sexo	0,01229***	0,00626***	0,07805***
	(8,94)	(5,01)	(9,33)
SGSSS	-0,00816**	-0,00994**	-0,001595
	(-2,39)	(-2,77)	(-0,10)
Estrato	-0,00323***	-0,00268***	-0,00883
	(-3,67)	(-3,33)	(-1,41)
Tamaño del hogar	-0,00025	-0,00084**	0,00678**
	(-0,77)	(-2,56)	(3,41)
Vivienda	0,00110	-0,000581	0,01325
	(0,78)	(-0,44)	(1,63)
Gas	0,001348	0,00143	0,02541
	(0,78)	(0,94)	(1,32)
Recolección	-0,035774***	-0,00918	-0,04268***
	(-6,88)	(-1,42)	(-4,56)
Acueducto	-0,00514*	0,0011	-0,02452**
	(-1,88)	(0,36)	(-2,86)
Energía	-0,02283***	-0,00649	-0,05461**
	(-2,59)	(-0,20)	(-2,45)
INGLABO_JH	-3,93e-10	2,28e-10	-2,52e-08**
	(-0,50)	(0,44)	(-2,62)
Sexo_JH	0,00413**	0,0030**	0,01876*
	(2,82)	(-2,35)	(1,66)
Años de educación JH	-0,001615***	-0,00151***	-0,00123
	(-8,81)	(-8,77)	(-1,05)
Edad_JH	-0,000196**	-0,000217***	-0,00001
	(-3,05)	(-3,41)	(-0,05)
N	28 173	24 346	3827

Nota: *t* statistics in parentheses. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Fuente: elaboración propia.

En cuanto al acceso a servicios domiciliarios en la vivienda, quienes poseen gas tienen una probabilidad por encima del 0,13 %, 0,14 % y 2,5 % de estar en situación de trabajo infantil con relación a quienes no tienen, tanto para Colombia, el sector urbano y el sector rural respectivamente. Si la vivienda ubicada en el sector rural cuenta con recolección de basuras, acueducto y energía, la probabilidad de caer en el trabajo infantil es menor en 4,26 %, 2,45 % y 5,46 % respectivamente, sobre las viviendas que no poseen esos servicios.

Los incrementos en el ingreso laboral del jefe del hogar disminuyen la probabilidad de estar en condición de trabajo infantil para el caso de Colombia y el sector rural y aumentan la probabilidad para el sector urbano con respecto a sus medias (\$1 018 252 para Colombia, \$1 084 195 para el sector urbano y \$598 745 para el sector rural). Si el jefe del hogar es hombre, hay una probabilidad mayor del 0,41 %, 0,30 % y del 1,87 % de caer en el trabajo infantil, con respecto a que el jefe de hogar sea mujer en los tres escenarios analizados. Los incrementos en una unidad en los años de educación y la edad del jefe del hogar para el sector urbano, con respecto a sus medias (9,50 años y 42,92 años) disminuyen la probabilidad de estar en situación de trabajo infantil en 0,15 % y 0,02 %, en el caso de Colombia y urbano correspondientemente, mientras que para el caso del sector rural, las diferencias de estas variables no parecen alterar la probabilidad del trabajo infantil.

DISCUSIÓN FINAL

Los resultados de la estimación en su mayoría son consistentes con la teoría. La probabilidad de trabajo infantil para niños y niñas de zonas rurales es mayor que en las zonas urbanas cuando el efecto de la probabilidad de ocurrencia de trabajar o no lo determinan variables como edad y sexo del individuo, tamaño del hogar en el que residen los niños y niñas y sexo del jefe del hogar. Este hallazgo ayuda a profundizar específicamente en las causas que inciden en la decisión de las familias rurales de permitir que sus hijos participen en el mercado laboral.

La postura teórica expuesta sobre el axioma de lujo y propuesta por Basu & Hoang (1998) expresa en su modelo económico lo que ocurre cuando las familias no logran alcanzar el umbral mínimo de ingresos, siendo esta una de las razones por las cuales se prefiere no consumir “ocio” (juego y estudio), un bien de lujo y en lugar de este, se prefiere que el niño o la niña participen del mercado laboral, con el fin de alcanzar ese umbral de ingresos mínimos. En los resultados del modelo propuesto se evidencia esta postura.

Otro aspecto concluyente tiene que ver con la constante tensión que en la literatura consultada se produce entre trabajo infantil y pobreza. Se ha avanzado de manera importante en ese sentido, al expresar en los estudios e investigaciones consultadas, que la pobreza monetaria no es el impulsor principal del problema social del trabajo infantil. Sin embargo, existe una relación de causalidad importante entre los aspectos vinculados con las condiciones de calidad de vida de los individuos y la probabilidad de existencia del trabajo infantil. Para este caso analizado y expuesto, se verifica a partir de la estimación, que la probabilidad de trabajo infantil es de un 16 % para individuos en condiciones de vida poco favorables, las cuales se materializan en aspectos asociados con el acceso a la educación, servicios públicos, tamaño del hogar, tenencia de la vivienda y condiciones de ingreso del jefe del hogar, frente a una probabilidad de ocurrencia del trabajo infantil en 1,7 % cuando los individuos se encuentran en condiciones favorables o de existencia aceptable de los aspectos anteriormente enunciados.

REFERENCIAS

1. Acevedo, K., Quejada, R., & Yáñez, M. (2011). Determinantes y consecuencias del trabajo infantil: un análisis de la literatura. *Revista Facultad de Ciencias Económicas*, 19(1), 113-124. <https://doi.org/10.18359/rfce.2263>
2. Balagopalan, S. (2021). The politics of deferral: denaturalizing the ‘economic value’ of children’s labor in India. *Current Sociology Monograph*, 70(4), 496-512. <https://doi.org/10.1177/0011392120985865>
3. Bar, T., & Basu, K. (2009). Children, education, labor, and land: in the long run and short run. *Journal of the European Economic Association*, 7(2/3), 487-497. <https://doi.org/10.1162/JEEA.2009.7.2-3.487>
4. Basu, K., & Hoang, P. (1998). The economics of child labor. *The American Economic Review*, 88(3), 412-427.
5. Bhalotra, S., & Heady, C. (2003). Child farm labor: the wealth Paradox. *World Bank Economic Review*, 7(2-3), 197-227. <https://doi.org/10.1162/JEEA.2009.7.2-3.487>
6. Cortés, A., Estrada, I., & Guerrero, I. (2018). Factores socioeconómicos asociados al trabajo infantil y la asistencia escolar en Colombia. *CAD Finanzas y Política Económica*, 10(1), 135-151. <https://doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.2018.10.1.5>
7. Cruz, S. (2019). *Las preferencias de género en el trabajo infantil* [Tesis de grado, Universidad de las Américas]. Quito. <http://dspace.udla.edu.ec/handle/33000/11507>
8. Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2020). *Trabajo infantil. Principales resultados octubre - diciembre 2019*. Dane.
9. Doran, K. (2013). How does child labor affect the demand for adult labor? Evidence from rural Mexico. *The Journal of Human Resources*, 48(3), 702-735. <https://doi.org/10.1353/jhr.2013.0018>
10. Edmonds, E. (2005). Does child labor decline with improving economic status? *The Journal of Human Resources*, 40(1), 77-99. <https://doi.org/10.3368/jhr.XL.1.77>
11. Edmonds, E., & Turk, C. (2004). Child labor in transition in Vietnam. En P. Glewwe, N. Agrawal & D. Dollar (Eds.), *Economic Growth, Poverty, and Household Welfare in Vietnam* (pp. 505-550). World Bank.
12. Enríquez, D., & Ortiz, A. (2020). *Análisis de los factores que influyen en la asistencia escolar de los niños, niñas y adolescentes con trabajo infantil en Ecuador 2018* [Tesis de grado, Universidad Central del Ecuador]. Quito.
13. Fahlevi, M., & Nusantara, B. (2020). Economic analysis of child labor based households. *Open Journal for Research in Economics*, 3(1), 21-32. <https://doi.org/10.32591/coas.ojre.0301.03021f>

14. Fanton d'Andon, C., Greene, C., Pellenq, C., Yilma, T., Muriel, C., Mark, C., & Chiara, P. (2022). Child labor and psychosocial wellbeing: findings from Ethiopia. *International Journal Environmental Research and Public Health*, 19(13), 2-20. <https://doi.org/10.3390/ijerph19137938>
15. Fondo Internacional de Emergencia de las Naciones Unidas para la Infancia. (2021). *Trabajo infantil. Estimaciones mundiales 2020 tendencias y el camino a seguir*. Unicef.
16. Food and Agriculture Organization. (2020). *Marco de la FAO para poner fin al trabajo infantil en la agricultura*. FAO. <https://doi.org/10.4060/ca9502es>
17. Frasco-Zuker, L. (2016). Investigación etnográfica sobre experiencias de trabajo infantil en el noreste argentino. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 14(2), 1205-1216. <http://dx.doi.org/10.11600/1692715x.14222070216>
18. Hussain, M., Adam, S., & Masood, K. (2017). Socio-economic determinants of working children: evidence from capital territory of Islamabad, Pakistan. *Social Science Open Access Repository*, 1(2), 145-158.
19. Llobet, V. (2012). Una lectura sobre el trabajo infantil como objeto de estudio. A propósito del aporte de Viviana Zelizer. *Desarrollo Económico*, 52(206), 311-328.
20. Miranda, S. (2019). Caracterización del trabajo infantil rural en México. *Revista Facultad de Ciencias Económicas*, 27(1), 151-168. <https://doi.org/10.18359/rfce.3314>
21. Murray, U., Termine, P., & Demeranville, J. (2010). Romper el ciclo de la pobreza: llevar a los niños y niñas del trabajo a la escuela. *Documento de Orientación No. 7*. FAO-OIT-Fida.
22. Organización Internacional del Trabajo. (2012). *El desarrollo rural a través del trabajo decente. Documentación de orientación. Eliminación del trabajo infantil en las zonas rurales mediante el trabajo decente*. OIT.
23. Retavizca, M. (2016). *Determinantes de la deserción escolar asociado al trabajo infantil en el rango de edad entre los 5 a 17 años en Colombia para el año 2015* [Tesis de grado, Universidad de la Sabana]. Bogotá.
24. Shujat, A., Haider, W., & Khan, D. (2012). Determinants of child labor in Khyber Pakhtunkhwa: an econometric analysis. *Munich Personal RePEc Archive MPRA Paper No. 73526*. <https://mpa.ub.uni-muenchen.de/73526/>
25. Siddiqi, A. (2013). Important determinants of child labor: a case study for Lahore. *The American Journal of Economics and Sociology*, 72(1), 199-221. <https://doi.org/10.1111/j.1536-7150.2012.00871.x>
26. Surjya Das, K. (2022). Child labour and its determinants in India. *Children and Youth Services Review*, 138.
27. Tomaselli, A. (2021). *Determinantes departamentales y estimación del riesgo distrital del trabajo informal en Perú*. Naciones Unidas, Cepal.

28. UN. (2022). Día Mundial Contra el Trabajo Infantil 2012. Obtenido de Naciones Unidas: <https://www.un.org/es/observances/world-day-against-child-labour>
29. Valdez, C. (2019). Trabajo en la infancia, una aproximación al trabajo doméstico y extradoméstico. *Revista CIFE*, 21(34), 47-68. <https://doi.org/10.15332/22484914/5198>



CUADERNOS DE ECONOMÍA

ISSN 0121-4772

ARTÍCULOS

- JOHN GARCÍA RENDÓN, MANUEL CORREA GIRALDO Y ALEJANDRO GUTIÉRREZ GÓMEZ
Efecto de la entrada en operación de la central hidroeléctrica más grande y de las energías renovables no convencionales en Colombia sobre el precio de bolsa 1
- ROBERTO ARPI, LUIS ARPI, RENE PAZ PAREDES Y ANTONIO SÁNCHEZ-BAYÓN
Desigualdad del ingreso laboral por grupo étnico en el Perú durante la pandemia de COVID-19 25
- DANTE DOMINGO TERRENO, JORGE ORLANDO PÉREZ Y SILVANA ANDREA SATTLER
Un modelo jerárquico para la predicción de insolvencia empresarial. Aplicación de análisis discriminante y árboles de clasificación 51
- SARA FLORES Y PAUL CARRILLO-MALDONADO
¿Mejora el comercio internacional con un tratado de libre comercio? El caso de Alianza del Pacífico 77
- MANUELA MAHECHA ALZATE
A theoretical framework to study accumulation regimes and crises in Colombia 99
- CAROLINA ROMÁN Y HENRY WILLEBALD
Transferencias de ingresos entre actividades productivas en Uruguay (1955-2022). Estabilidad, cambio y creciente dispersión 127
- JENNY LISSETH AVENDAÑO LÓPEZ, ÓSCAR HERNÁN CERQUERA LOSADA Y CRISTIAN JOSÉ ARIAS BARRERA
Modelo de probabilidad según condiciones socioeconómicas para el trabajo infantil rural y urbano en Colombia 175
- INMACULADA CEBRIÁN Y GLORIA MORENO
The path to labour stability for young spanish workers during the great recession 195
- MARÍA CRISTINA BOLÍVAR RESTREPO, LAURA CARLA MOISÁ ELICABIDE Y NICOLÁS ALBERTO MORENO REYES
Informalidad laboral femenina en Colombia: composición y determinantes socioeconómicos 231
- CÉSAR AUGUSTO GIRALDO PRIETO, JESÚS SANTIAGO SAAVEDRA SANTA Y LÍA CECILIA VALENCIA ÁLVAREZ
La educación financiera como mediadora entre la planeación financiera y el desempeño financiero en microemprendedores del sector solidario 265
- ERIKA SIERRA PÉREZ Y ALEXANDER VILLARRAGA ORJUELA
Efectos del desajuste educativo sobre los salarios de los jóvenes de 18 a 28 años: análisis en países de la Comunidad Andina 297
- ALEXANDER SANTOS NIÑO, WILDER ARLEHT ANGARITA OSORIO Y JOSÉ LUIS ALVARADO MARTÍNEZ
Estudio de la dinámica de préstamos y depósitos en un sistema económico cerrado a partir de modelos cinéticos de distribución 327
- JESÚS BOTERO, CRISTIAN CASTRILLÓN, ÁLVARO HURTADO, HUMBERTO FRANCO Y CHRISTIAN VARGAS
Formality and informality in an emerging economy: The case of Colombia 345

RESEÑA

- JUAN CARLOS VILLAMIZAR
The World that Latin America Created. The United Nations Economic Commission for Latin America in the Development Era de Margarita Fajardo, 2021

375

