

---

# TAREAS DEL CUIDADO Y ASISTENCIA ESCOLAR EN COLOMBIA\*

---

*Claudia Liceth Fajardo Hoyos<sup>1</sup>*

*Jhon James Mora Rodríguez<sup>2</sup>*

\* DOI: <https://doi.org/10.18601/01245996.v27n52.04>. Esta investigación no recibió ninguna subvención específica de agencias de financiación del sector público, comercial o sin fines de lucro. Recepción: 29-08-2023, modificación final: 25-09-2024, aceptación: 08-11-2024. Sugerencia de citación: Fajardo Hoyos, C. L., & Mora Rodríguez, J. J. (2024). Tareas del cuidado y asistencia escolar en Colombia. *Revista de Economía Institucional*, 27(52), 73-100.

<sup>1</sup> Jefa del Departamento de Economía, Universidad del Cauca, Coordinadora del Observatorio Regional del Mercado de Trabajo (ORMET) del Cauca, Popayán, Colombia. E-mail: cfajardo@unicauca.edu.co. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9279-5266>.

<sup>2</sup> Profesor Titular, Departamento de Economía, Universidad Icesi. Académico, Academia Colombiana de Ciencias Económicas, Doctor en Economía, Universidad de Alcalá, Máster Universidad Autónoma de Madrid, Investigador Senior en Minciencias, director grupo de investigación en Economía, Métodos cuantitativos y Políticas Públicas, Presidente de la Asociación Colombiana de Estudios Regionales y Urbanos, Coordinador del Observatorio del Mercado Laboral del Valle del Cauca. E-mail: jjmora@icesi.edu.co. <https://orcid.org/0000-0002-9974-1874>

## Tareas del cuidado y asistencia escolar en Colombia

*Resumen.* Este artículo explora la relación entre las actividades de cuidado no remuneradas y la asistencia escolar de los niños y niñas en Colombia, utilizando datos de la Encuesta Nacional del Uso del Tiempo (ENUT) 2017-2018. A través de un modelo probit endógeno, se analiza cómo el tiempo dedicado a actividades de cuidado directo e indirecto impacta en la probabilidad de asistir a la escuela. Los resultados muestran que el cuidado directo afecta más negativamente la asistencia escolar de las niñas, mientras que el cuidado indirecto tiene un impacto mayor en los niños. Además, el artículo considera factores adicionales como estereotipos de género, infraestructura doméstica y contexto urbano-rural, concluyendo la necesidad de políticas públicas que aborden las desigualdades de género en el cuidado infantil.

*Palabras clave:* economía del cuidado, asistencia escolar, actividades no remuneradas, uso del tiempo; JEL: J01, J16, J22

---

## Care and School Assistance Tasks in Colombia

*Abstract.* This article examines the relationship between unpaid care activities and school attendance for children in Colombia, using data from the 2018 National Time Use Survey (ENUT). An endogenous probit model is applied to analyze how time spent on direct and indirect care activities impacts school attendance probability. The findings indicate that direct care more negatively affects girls' school attendance, whereas indirect care has a greater impact on boys. The study also considers additional factors like gender stereotypes, household infrastructure, and urban-rural context, concluding that public policies should address gender disparities in child care responsibilities.

*Keywords:* care economy, school attendance, unpaid activities, time use; JEL: J01, J16, J22

---

## Tarefas de cuidado e assistência escolar na Colômbia

*Resumo.* Este artigo examina a relação entre as atividades de cuidado não remunerado e a frequência escolar de crianças na Colômbia, utilizando dados da Pesquisa Nacional de Uso do Tempo (ENUT) de 2018. Através de um modelo probit endógeno, analisa-se como o tempo dedicado às atividades de cuidado direto e indireto impacta a probabilidade de frequentar a escola. Os resultados mostram que o cuidado direto afeta mais negativamente a frequência escolar das meninas, enquanto o cuidado indireto tem maior impacto sobre os meninos. O estudo também considera fatores adicionais, como estereótipos de gênero, infraestrutura doméstica e contexto urbano-rural, concluindo a necessidade de políticas públicas que abordem as desigualdades de gênero no cuidado infantil.

*Palavras-chave:* economia do cuidado, frequência escolar, atividades não remuneradas, uso do tempo; JEL: J01, J16, J22

## 1. INTRODUCCIÓN

Colombia es un país latinoamericano que enfrenta grandes retos en materia de equidad y superación de la pobreza. En 2023, la pobreza monetaria fue del 33 % y la pobreza monetaria extrema alcanzó el 19,8 %. Además, la brecha de género en la pobreza monetaria fue de 8,2 puntos porcentuales a nivel nacional entre hombres y mujeres jefes de hogar (DANE, 2024, p. 10). Las brechas de género trascienden la pobreza monetaria, ya que las mujeres realizan la mayor parte del trabajo de cuidado no remunerado, lo cual limita su participación en actividades remuneradas y reduce sus posibilidades de lograr una mayor autonomía económica. Así, lo que ocurre en el interior de los hogares afecta de manera diferenciada y desproporcionada a las mujeres (Fajardo & Mora, 2024). El gobierno nacional ha implementado políticas para reducir estas brechas de género; una de ellas es la expedición de la Ley 1413 de 2010, mediante la cual se regula la inclusión de la economía del cuidado en el sistema de cuentas nacionales. Desde 2013, en Colombia se realiza la Encuesta Nacional del Uso del Tiempo (ENUT), una medición trienal que ha permitido avanzar en la discusión sobre el trabajo de cuidado no remunerado que se lleva a cabo en los hogares colombianos y que recae principalmente en mujeres y niñas (DANE, 2018).

Poner en la agenda de la política pública la economía del cuidado y el desbalance existente entre hombres y mujeres constituye una tarea central para avanzar en la equidad de género en Colombia. La Encuesta Nacional del Uso del Tiempo (ENUT) ha revelado que no solo las mujeres adultas realizan más tareas de cuidado en los hogares, sino que también las niñas experimentan esta distribución desigual. Por lo tanto, es pertinente preguntarse si esta brecha afecta aspectos de la vida de las niñas, como la asistencia escolar y, en consecuencia, su acumulación de capital humano.

La mejora del capital humano es un elemento fundamental para reducir la pobreza (Guerrero Jiménez, 2019). Así, la participación de los niños en las escuelas primarias y secundarias desempeña un papel importante en el desarrollo de la infraestructura social, especialmente en los países más pobres (Assaad et al., 2010, p. 2).

Aunque se ha establecido una fuerte correlación negativa entre las responsabilidades laborales de los niños en el mercado y su rendimiento o logros educativos (Post & Pong, 2000; Heady, 2000), se ha prestado menos atención al efecto del trabajo doméstico, remunerado y no remunerado, en la escolarización de las niñas. Las definiciones

convencionales de trabajo suelen ignorar una variedad de actividades infantiles que podrían poner en riesgo la asistencia escolar de los menores. Esto es especialmente cierto para las niñas, quienes a menudo deben realizar más tareas domésticas que los niños, durante muchas horas al día, y que, por su naturaleza, pueden ser menos flexibles de lo que comúnmente se supone (Levison et al., 2001).

La economía feminista ha debatido desde hace décadas la importancia de estas actividades domésticas dentro de la llamada economía del cuidado. La discusión sobre lo que se considera o no como economía del cuidado es amplia y continúa en desarrollo (Folbre, 2021; Esquivel, 2011). Para este caso en particular, el trabajo de cuidado no remunerado se entiende como todas aquellas actividades no pagadas que se llevan a cabo en los hogares y que permiten el sostenimiento de la vida y del sistema social. Dentro de estas actividades, algunas requieren una estrecha interacción personal o emocional con otros miembros del hogar, tales como el cuidado de niños, ancianos o personas que necesitan atención. Entre estos cuidados se incluyen, entre otros, cocinar, ayudar a vestir o brindar soporte emocional. Estas actividades se consideran de cuidado directo y, por su naturaleza, exigen un mayor esfuerzo físico, emocional y de tiempo por parte del cuidador (Friedemann Sánchez, 2012, p. 61). Las actividades de cuidado indirecto, según la definición de Folbre (2006), son aquellas que brindan apoyo a las de cuidado directo; por lo tanto, la categoría de “cuidado indirecto” representa una especie de residual: todo lo que no sea atención directa (Folbre, 2006, p. 187).

Este trabajo explora la relación entre la decisión de los hogares de enviar a los niños y niñas a la escuela y las tareas de cuidado realizadas en el hogar, así como otras variables que pueden influir en esta decisión. La relación entre las actividades de cuidado y la escolaridad se complica porque existen factores que afectan tanto la capacidad de los niños y niñas para asistir a la escuela como su necesidad de realizar actividades de cuidado (directo e indirecto) en sus hogares. Además, el cuidado puede afectar la capacidad de asistir y tener éxito en la escuela, mientras que el fracaso escolar puede llevar a un hogar a decidir que el niño o niña permanezca en casa ayudando con las tareas de cuidado. Al explorar esta relación, es necesario considerar la endogeneidad entre la asistencia escolar y las tareas del hogar (Ram-mohan, 2014; Bérenger & Verdier-Chouchane, 2016; Kis-Katos, 2012; Kruger et al., 2010; Assaad et al., 2010).

Respecto a las razones por las cuales las niñas dedican más horas que los niños a las actividades de cuidado, los roles de género son

una variable importante a considerar en el análisis y que no ha sido utilizada en este tipo de modelos. Este trabajo avanza en esa dirección. Otro aspecto relevante en investigaciones sobre actividades de cuidado en los hogares es la infraestructura que posee el hogar para desarrollar ciertas tareas de manera más eficiente y liberar tiempo, especialmente para las mujeres. Por ejemplo, el acceso a lavadoras y agua potable. Los servicios deficientes de agua y saneamiento aumentan sustancialmente la carga del trabajo doméstico, lo que lleva a los padres a depender en gran medida del trabajo de las niñas, a menudo a costa de su educación (Kaul, 2015). Por otro lado, el acceso a infraestructura y/o tecnología también ha impactado las labores domésticas y el tiempo dedicado a estas. Un ejemplo es el de las lavadoras, cuyo impacto en el tiempo destinado al cuidado de la ropa y, en consecuencia, en otras actividades de los miembros del hogar, ha sido ampliamente estudiado (Bose, Jain, & Walker, 2022; Tan, 2021; García-Jimeno & Peña, 2016).

En este artículo se utiliza un modelo probit endógeno para analizar la relación entre el cuidado y la asistencia escolar, con datos de la Encuesta Nacional del Uso del Tiempo (ENUT) que se realiza cada tres años en Colombia desde 2013; para este estudio se utiliza la ENUT de 2018.

La principal contribución de este artículo es analizar de manera simultánea la relación entre la asistencia escolar y las actividades de cuidado. Debido a la potencial endogeneidad, emplearemos dos instrumentos para corregir este problema: el acceso a lavadora y a agua potable. Hasta donde conocemos, no existen en Colombia estudios que relacionen las actividades de cuidado directo e indirecto realizadas por los niños y el impacto de estas en la asistencia escolar; este artículo contribuye a la literatura en este sentido. Asimismo, se incluye en el análisis una variable novedosa como son los estereotipos de género.

## 2. REVISIÓN DE LITERATURA.

La asistencia escolar ha sido un tema ampliamente discutido y relacionado con el trabajo infantil, la pobreza y los factores socioeconómicos de los hogares. Sin embargo, en lo que respecta a las tareas en el hogar, especialmente en el uso del tiempo, aún queda mucho por investigar, dado que las encuestas de uso del tiempo son instrumentos novedosos, particularmente en Latinoamérica.

La importancia de la asistencia escolar y el logro educativo en la reducción de la pobreza ha sido ampliamente documentada (Arias &

Sucari, 2019; Abdul-Hakim et al., 2010; Torres-Rivas et al., 2017). Los beneficios de la educación incluyen una mayor acumulación de capital humano para el individuo y para la sociedad, a través de una variedad de efectos secundarios (Assaad et al., 2010, p. 6). Las razones por las cuales los niños y niñas no asisten a la escuela han estado fuertemente relacionadas con el trabajo infantil y el trabajo doméstico (Shafiq, 2007; Getinet & Beliyou, 2012; Emerson & Souza, 2002). Ambas relaciones han sido objeto de frecuentes estudios, mostrando que los mecanismos por los cuales una afecta a la otra no son del todo claros ni unidireccionales; el bajo rendimiento escolar puede llevar a que los niños sean incorporados al trabajo infantil, pero también el trabajo infantil puede impedir el buen rendimiento escolar. Además, el rendimiento escolar obedece a múltiples factores socioeconómicos y de entorno (Assaad et al., 2010).

Las investigaciones han mostrado que el trabajo infantil y la escolaridad no afectan de igual manera a niños y niñas (Rammohan, 2014; Bérenger & Verdier-Chouchane, 2016; Kis-Katos, 2012). La literatura reciente también destaca la necesidad de ampliar la definición de trabajo hacia el ámbito de las actividades de cuidado dentro de los hogares, que son en su mayoría no remuneradas y distribuidas de manera desigual entre mujeres y hombres, incluidos los menores de edad (Kruger et al., 2010; Assaad et al., 2010).

La definición de trabajo como actividad remunerada y de cuidado como aquella que se produce en el hogar y que es en su mayoría no remunerada ha sido objeto de fuertes debates en la economía feminista. Estos debates evidencian que las medidas tradicionales de trabajo no incluyen una variedad de actividades realizadas por los niños, las cuales podrían afectar su educación. Esto es especialmente relevante para las niñas, quienes soportan un mayor volumen de actividades domésticas, tareas que son menos flexibles de lo que se suele asumir y que pueden estar afectando su rendimiento escolar (Levison et al., 2001; Hazarika & Arjun, 2003). Ampliar la definición de trabajo para incluir las actividades desarrolladas en el hogar resalta la importancia de su reparto, ya que la sobrecarga de tareas en algunos miembros del hogar, especialmente en mujeres, puede limitar sus oportunidades en el ámbito remunerado y en la formación de capital humano. Si el reparto de tareas en el hogar es desigual y sobrecarga las actividades de mujeres y niñas (Departamento Administrativo Nacional de Estadística DANE, 2015), es relevante investigar qué determina esta desigualdad y cómo afecta sus posibilidades en el ámbito laboral y en sus logros educativos.

El volumen de actividades en el hogar está ligado no solo a las características del hogar, sino también a las percepciones que los padres o responsables tienen sobre lo femenino y lo masculino, es decir, sobre los roles de género. Estos se definen como el conjunto estructurado de creencias compartidas en una cultura o grupo sobre los atributos, características o actividades asociadas a cada género (Castillo Mayén & Montes Berges, 2014). Estos estereotipos de género pueden influir en las decisiones de los padres y, por ende, en las elecciones educativas de los niños, su acumulación de capital humano y sus logros económicos futuros (Tuwor & Sossou, 2008; Favara, 2012, p. 3).

Estos roles de género han asignado a las niñas tareas como el cuidado de animales, la búsqueda de agua o el cuidado de niños menores. Así, muchos estudios han relacionado las posibilidades de las niñas de asistir a la escuela o trabajar con las dotaciones de infraestructura de servicios públicos o con la posesión de bienes de capital que faciliten el trabajo doméstico y liberen a las niñas de este tipo de actividades (Kaul, 2015; Lloyd et al., 2003; Tan, 2021; García-Jimeno & Peña, 2016).

En Colombia, la posibilidad de que los niños y niñas asistan al colegio se ha explicado mediante factores relacionados con el hogar, la zona, el contexto, o como una decisión conjunta entre trabajo infantil y escolaridad (Acevedo González et al., 2011; Cortés Aguilar et al., 2018). Asimismo, se ha estudiado el reparto de las actividades de cuidado entre mujeres y hombres, especialmente a partir de la aplicación de la Encuesta Nacional del Uso del Tiempo<sup>3</sup>, que ha permitido una aproximación al uso del tiempo en los hogares colombianos.

Varios estudios de las últimas décadas reconocen la necesidad de considerar la escolarización junto con el empleo de los niños en la fuerza laboral y sus responsabilidades no laborales. Este enfoque integral es esencial para lograr una comprensión adecuada de cómo facilitar el éxito educativo de los niños que enfrentan múltiples responsabilidades. En consecuencia, la escolaridad y el trabajo infantil se han estudiado mediante modelos probit bivariados (Bérenger & Verdier-Chouchane, 2016; Cortés Aguilar et al., 2018; Getinet & Beliyou, 2012) que relacionan ambas elecciones. También se ha explorado la relación entre la escolaridad, el trabajo remunerado y las tareas del hogar o el ocio a través de modelos probit trivariantes o logit generalizados ordenados (Kis-Katos, 2012; Kruger et al., 2010). Sin embargo, ninguno de estos enfoques intenta desenredar los efectos causales del trabajo infantil en la matrícula escolar.

<sup>3</sup> Esta encuesta tiene tres versiones para Colombia, 2013, 2018, 2020.

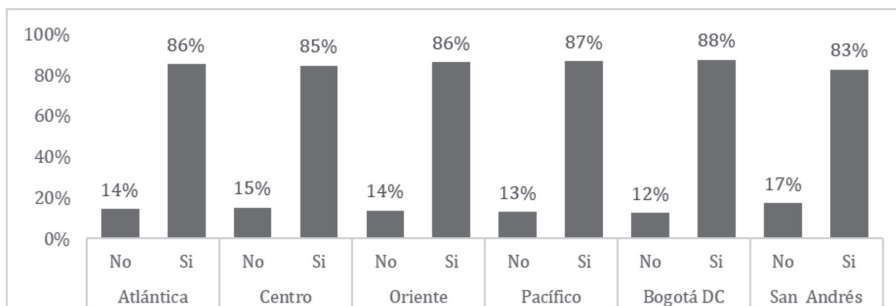
Algunos estudios han empleado el método de variables instrumentales para identificar el efecto causal del trabajo infantil en el éxito educativo en varios países en desarrollo. Sin embargo, en todos los casos, la atención se centró en el trabajo remunerado y, en general, en el trabajo agrícola (Boozer & Suri, 2001; Gunnarsson et al., 2006). El trabajo de Assaad et al. (2010a) es novedoso, ya que, mediante un enfoque probit bivariado modificado, estima el efecto del trabajo en la escolaridad, permitiendo la determinación simultánea de ambos resultados y corrigiendo la endogeneidad. Presenta evidencia de que la considerable carga de trabajo doméstico de las niñas conduce a tasas más bajas de asistencia escolar. En esta misma línea, Assaad et al. (2010b) estiman mediante ecuaciones simultáneas, con un modelo tobit y probit conjunto, el efecto causal de la deserción escolar de las niñas y el trabajo doméstico.

### 3. HECHOS ESTILIZADOS

Por las características del territorio colombiano, el país se divide en seis regiones naturales: Andina, Caribe, Pacífica, Orinoquía, Amazonía e Insular. La información estadística obtenida en Colombia considera esta división natural del territorio, pero también incluye otro dominio estadístico, Bogotá, como ciudad capital, debido a su peso económico y población. Esta investigación considera los dominios estadísticos de la Encuesta del Uso del Tiempo para Colombia, que son: región Caribe o Atlántica, región Andina o Central, región Oriental u Orinoquía, región Pacífica, Bogotá y la Isla de San Andrés.

Gráfica 1.

Escolaridad de la población entre 10 y 18 años

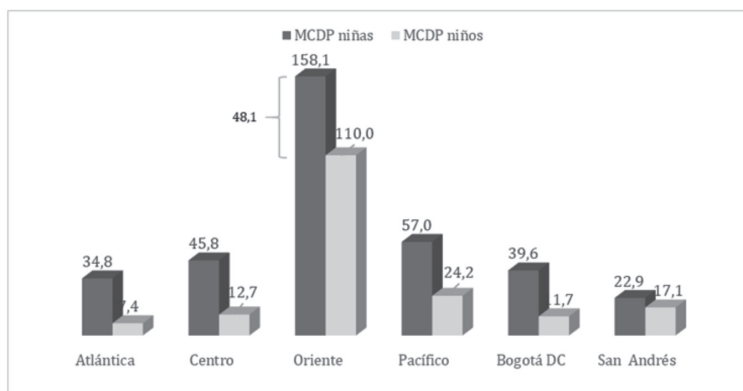


Fuente: DANE. Encuesta Nacional del Uso del Tiempo. ENUT 2018. Elaboración propia.



En todo el territorio nacional, se observa que, en promedio, el 14 % de los niños y niñas entre 10 y 18 años no asisten a una institución educativa. San Andrés es el dominio geográfico con la mayor tasa de no asistencia escolar, con un 17 %, mientras que la región con la tasa más baja de no asistencia es Bogotá, con un 12 %, según datos de la ENUT.

Gráfica 2.  
Minutos diarios en promedio dedicados a tareas del cuidado directo

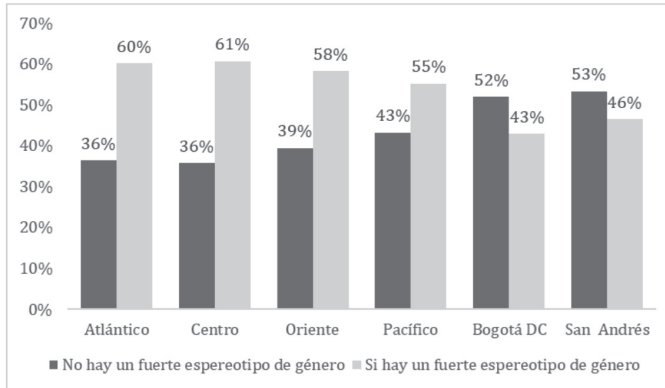


Fuente: DANE. Encuesta Nacional del Uso del Tiempo. ENUT 2018. Elaboración propia.

Las diferencias entre niños y niñas también se observan en el tiempo que ambos dedican a las actividades de cuidado, en este caso, al cuidado directo; sin embargo, son las niñas quienes dedican una mayor cantidad de minutos diarios a este tipo de actividades. En promedio, las niñas colombianas dedican 60 minutos diarios a actividades de cuidado directo en sus hogares, frente a 31 minutos de sus pares varones. Las diferencias regionales entre niños y niñas en el tiempo dedicado al cuidado directo muestran que la región Oriental es donde se dedica la mayor cantidad de minutos a este tipo de cuidado. Asimismo, es en esta región donde se observa la mayor diferencia entre varones y mujeres (4.8 puntos porcentuales). Los datos revelan que, entre los niños y niñas de Colombia, también existe una distribución inequitativa de las actividades de cuidado no remuneradas, particularmente en el cuidado directo<sup>4</sup>, que por su naturaleza requiere un mayor esfuerzo físico y emocional por parte de los cuidadores.

<sup>4</sup> Se incluyen en el cuidado directo las siguientes actividades realizadas para personas del mismo hogar: llevar comida a su lugar de trabajo, cuidar mascotas, supervisar juegos, contar o leer cuentos, llevar al parque, aconsejar

Gráfica 3.  
Estereotipos de género por regiones



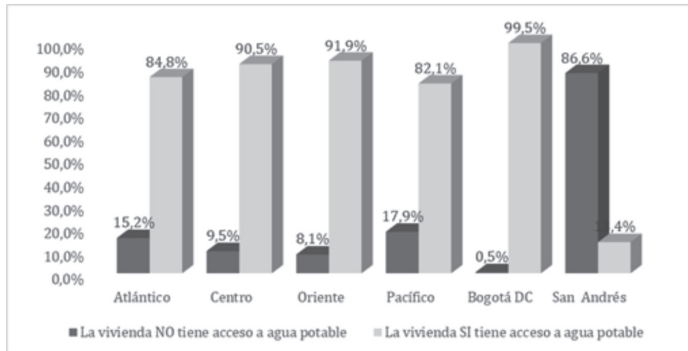
Fuente: DANE. Encuesta Nacional del Uso del Tiempo. ENUT 2018. Elaboración propia.

Las razones por las cuales existen estas diferencias entre los niños y las niñas pueden estar relacionadas con la existencia de estereotipos de género que refuerzan la idea sobre lo que es propio del sexo femenino y del masculino; la ENUT hace varias preguntas que permiten acercarse a esos estereotipos por parte del jefe del hogar. Entre todas las preguntas disponibles, se escogió la siguiente para identificar dichos estereotipos: *¿Considera usted que las mujeres son mejores para el trabajo doméstico que los hombres?* Cuando el encuestado responde que está “muy de acuerdo” con esta afirmación, se considera que el jefe de este hogar tiene un fuerte estereotipo de género frente a las tareas domésticas, lo cual puede afectar la distribución de estas al interior del hogar. La gráfica 3 muestra el porcentaje por cada región de aquellos hogares considerados como liderados por alguien con un fuerte estereotipo de género, frente a aquellos que no están de acuerdo con esta idea.

Los datos muestran que en las regiones Atlántica y Centro, alrededor del 60 % de los niños y niñas viven en hogares con fuertes estereotipos de género; le siguen de cerca la región Oriental y la Pacífica, con un 58 % y 50 % de niños que viven en hogares con fuertes estereotipos de género, respectivamente. Solo en Bogotá y en la Isla de San Andrés hay un mayor porcentaje de niños y niñas que viven en un hogar donde no hay un fuerte estereotipo.

o consolar, llevar o recoger a alguien en su sitio de estudio o en actividades culturales, y cuidar a personas enfermas o en condición de discapacidad.

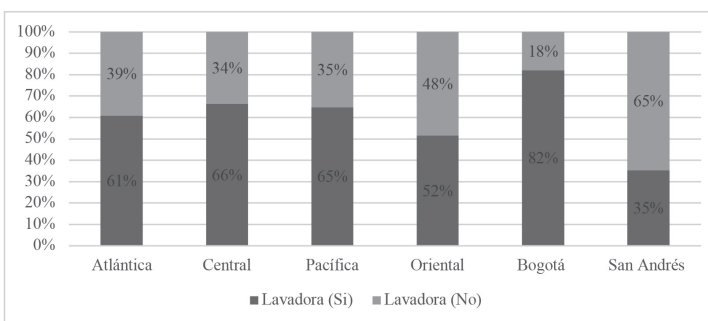
Gráfica 4.  
Acceso a agua potable



Fuente: DANE. Encuesta Nacional del Uso del Tiempo. ENUT 2018. Elaboración propia.

Otro elemento considerado en la literatura que puede ayudar a explicar la cantidad de tiempo dedicado en los hogares, y que también influye en las responsabilidades asignadas a los niños y las niñas, es el acceso al agua potable, especialmente en áreas rurales (Assaad et al., 2010b, p. 6; Admassie, 2003, p. 175). En las cuatro regiones incluidas en la encuesta, el acceso al agua potable por parte de los hogares supera el 80 %. La situación es muy diferente en los dos dominios adicionales incluidos en la encuesta, ya que en Bogotá este porcentaje es del 99,5 %, mientras que en la Isla de San Andrés es tan solo del 13,14 %.

Gráfica 5.  
Acceso a máquina lavadora



Fuente: DANE. Encuesta Nacional del Uso del Tiempo. ENUT 2018. Elaboración propia.

En el caso del acceso a las lavadoras, el dominio geográfico con mayor acceso a este electrodoméstico es Bogotá, donde el 82 % de los niños viven en un hogar que cuenta con lavadora. Le siguen las regiones Central, Pacífica y Atlántica, con un 66 %, 65 % y 61 %,

respectivamente. Finalmente, el dominio geográfico con menor acceso a la lavadora es San Andrés, con un 35 %.

#### 4- LA ESTRATEGIA EMPÍRICA

La decisión de los hogares de enviar o no a los niños a la escuela y las tareas de cuidado en el hogar pueden estar relacionadas, ya que el cuidado puede afectar la capacidad de asistir y tener éxito en la escuela, mientras que el fracaso escolar puede llevar a que un hogar decida que el niño o la niña se queden en casa ayudando con las tareas de cuidado. Por ende, existe un potencial problema de endogeneidad si se desea estudiar cómo las actividades de cuidado afectan la asistencia de los niños a la escuela. Es decir, un bajo rendimiento escolar puede hacer que los padres decidan que los niños y las niñas dejen de asistir a una institución educativa y les asignen tareas del hogar, o una sobrecarga de tareas puede hacer que deban abandonar el colegio o tengan un bajo rendimiento escolar que los expulse del sistema.

De esta forma, aquí se propone, como estrategia empírica, la estimación de un modelo probit con regresor endógeno. Formalmente, el modelo es:

$$y_{1i}^* = y_{2i}\beta + x_{1i}\gamma + u_i \quad (1)$$

$$y_{2i} = x_{1i}\Pi_1 + x_{2i}\Pi_2 + v_i \quad (2)$$

Donde  $i=1, \dots, N$ ,  $y_{2i}$  es un vector  $1 \times p$  variables endógenas,  $x_{1i}$  es un vector  $1 \times k$  variables exógenas,  $x_{2i}$  es un vector  $1 \times k_2$  de instrumentos, con la ecuación para  $y_{2i}$  escrita en forma reducida. Se supone además que  $(u_i, v_i) \sim N(0, \Sigma)$ , donde  $\sigma_{11}$  se normaliza a uno para identificar el modelo.  $\beta$  y  $\gamma$  son vectores de parámetros estructurales, y  $\Pi_1$  y  $\Pi_2$  son matrices de parámetros de forma reducida. Este es un modelo recursivo:  $y_{2i}$  aparece en la ecuación para  $y_{1i}^*$ , pero  $y_{1i}^*$  no aparece en la ecuación para  $y_{2i}$ ;  $y_{1i}^*$ , pero sí se observa

$$y_i = \begin{cases} 0 & y_{1i}^* < 0 \\ 1 & y_{1i}^* \geq 0 \end{cases} \quad (3)$$

Este modelo supone que  $(u_i, v_i)$  se distribuye de forma normal multivariada independiente e idénticamente distribuida para todo  $i$  (Stata, n.d., 5).

Específicamente, se considera a  $y_{1i}^*$  como una variable dicotómica para el caso de la asistencia escolar de los niños y niñas colombianos, la cual está relacionada con el regresor endógeno ( $y_{2i}$ ), que en este caso es el tiempo dedicado por las niños niñas del hogar a las actividades

del cuidado (horas totales dedicadas al cuidado en general, o al cuidado directo o indirecto). El modelo, de esta forma, se define como:

$$\begin{aligned} \text{asist}_i = & \gamma_1 + \gamma_2 \text{tipo de cuidado} + \gamma_3 \text{fuertesEG} + \gamma_4 \text{edad} + \gamma_5 \text{edad}^2 + \\ & \gamma_6 \text{cuidado} * \text{niños} < 5 + \gamma_7 \text{niños} < 5 + \gamma_8 \text{indigena} + \gamma_9 \text{areaurbana} + \\ & \gamma_{10} \text{domgeográfico} + u_{1i} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\text{tipo de cuidado} = \beta_1 + \beta_2 \text{lavadora} + \beta_3 \text{aguapo} + u_{vi} \quad (5)$$

En la ecuación (4) se incluyen como variables de control los estereotipos de género del jefe del hogar, la edad, la etnia, la zona, una interacción entre el tipo de cuidado y la presencia de niños menores de cinco años en el hogar, y una variable regional.

La asistencia escolar ha sido ampliamente estudiada en relación con las características de los hogares y el contexto de los estudiantes (Morrissey et al., 2014; Bedi & Marshall, 2002). La relación de esta variable con el trabajo infantil ha recibido especial atención (Cortés Aguilar et al., 2018; Urueña Abadía et al., 2009). Existen algunos estudios sobre la relación entre la asistencia escolar y una definición más amplia de trabajo, extendiendo las actividades de los niños al ámbito de lo no remunerado, como las tareas del hogar (Assaad et al., 2010a) o el trabajo doméstico (Dammert, 2009). Sin embargo, no se conoce en la literatura ningún estudio que relacione la asistencia escolar con un tipo específico de cuidado en el hogar, como el cuidado directo e indirecto, o con los estereotipos de género del jefe del hogar como variable explicativa de la asistencia al colegio.

La variable de edad y su valor al cuadrado se han utilizado en modelos de asistencia escolar y de trabajo infantil para evidenciar el efecto que tienen sobre estas variables los diferentes rangos etarios, así como la existencia de rendimientos decrecientes de la edad (Assaad et al., 2010b; Dammert, 2009; Getinet & Beliyou, 2012). Estos fenómenos han demostrado no ser neutrales al género; el sexo de los niños y las niñas es relevante en las decisiones de los hogares respecto a la asistencia escolar y las actividades domésticas (Favara, 2012; Tuwor & Sossou, 2008; Dammert, 2009). La estructura del hogar también es determinante en las decisiones de escolaridad y cuidado; por ello, se incluye en el análisis la variable de presencia de niños menores de cinco años en el hogar, así como una interacción entre el cuidado directo y dicha presencia (Getinet & Beliyou, 2012; Levison et al., 2001). Otras variables tradicionalmente incluidas en el análisis de la escolaridad y el cuidado son la etnia y la ubicación en zonas rurales o urbanas (Zapata et al., 2011; Goulart & Arjun, 2008).

Entre el conjunto de variables a considerar está la región donde viven los niños y niñas, puesto que pueden existir diferencias regionales no observadas que impactan la asistencia escolar y/o las actividades de cuidado (Mora Rodríguez & Estrada Nates, 2021). Trabajos como el de Bérenger y Verdier (2016) exploran estas diferencias regionales en la asistencia escolar y el trabajo infantil en áreas rurales de Etiopía.

En el modelo se incluyen dos instrumentos: el primero es una variable que identifica si el hogar en el que vive el niño cuenta con lavadora de ropa, y el segundo instrumento es el acceso al agua potable. Con respecto a la lavadora, consideramos que este instrumento se relaciona con las actividades de cuidado en la medida en que un hogar con máquina de lavar ahorra tiempo de cuidado (Tan, 2021; Gershuny & Harms, 2016). Por ejemplo, la ENUT muestra que la brecha entre hombres y mujeres en las actividades de cuidado del vestuario es de 29,2 %, y la diferencia en el tiempo dedicado entre hombres y mujeres a esta actividad es de aproximadamente una hora diaria (DANE, 2018). Cabe destacar que algunas administraciones locales, como en el caso de Medellín, han adoptado políticas como la entrega de lavadoras para reducir el tiempo que las mujeres dedican al cuidado del vestuario (Alcaldía de Medellín, 2024). En cuanto al acceso al agua potable, este instrumento ha sido ampliamente utilizado en la literatura (Assaad et al., 2010a; Bhargava & Kerr, 2022; Kerr, 2019).

De esta forma, la tabla 1 muestra las variables utilizadas y su estadística descriptiva.

Tabla 1.  
Variables del modelo probit con regresor endógeno

Variables	Definiciones	Estadísticas descriptivas
<b>Dependiente</b>		
Asistencia Escolar ( $y_1$ )	=1 si el niño o niña están matriculados en una institución de educación.	Si asiste = 18399 (86%)
	=0 en otro caso.	No asiste = 2992 (14%)
<b>Independientes</b>		
Tiempo de cuidado	Continua. Corresponde al total de horas dedicadas al día a actividades de cuidado en general.	Media = 1,75 horas
Tiempo de cuidado directo	Continua. Corresponde al total de horas dedicadas al día a actividades de cuidado directo.	Media = 0.76 horas

Variables	Definiciones	Estadísticas descriptivas
Tiempo de cuidado indirecto	Continua. Corresponde al total de horas dedicadas al día a actividades de cuidado indirecto.	Media = 0,98 horas
Fuerte estereotipo de género	=1 si el jefe del hogar respondió que está muy de acuerdo con la afirmación: Las mujeres son mejores para el trabajo doméstico que los hombres. =0 en caso contrario	Si=11990 (57,83%) No=8743 (42,17%)
Edad	Continua. Corresponde al número de años del individuo.	Media= 14 años
Edad 2	Continua. Corresponde al número de años del individuo al cuadrado.	Media= 206,2
Menores de 5 años	=1 si hay niños o niñas menores de cinco años en el hogar =0 en caso contrario	Si=5296 (24,76%) No=16095 (75,24%)
Sexo	mujer	Mujer=10510 (49,13%)
	hombre	Hombre=10881 (50,87%)
Indígena	=1 si el niño o niña se reconoce como indígena =0 otro caso	Indígena=863 (4%) Otro caso=20528 (96%)
Zona donde reside	=1 si el niño vive en zona urbana =0 otro caso	Urbano=17002 (79,48%) Rural=4389 (20,52%)
<b>Instrumentos</b>		
Lavadora	=1 si el hogar tiene acceso al agua potable =0 en caso contrario	Si= 13708 (64,08%) No= 7683 (35,92%)
Agua potable	=1 si el hogar tiene acceso al agua potable =0 en caso contrario	Si=18731 (87,56%) No= 2,660 (12,44%)
Región <sup>5</sup> o dominio geográfico de la encuesta	1. Atlántica	5367 (25,09%)
	2. Central	4842 (22,64%)
	3. Oriental	3670 (17,16%)
	4. Pacífica	3527 (16,49%)
	5. Bogotá	3479 (16,26%)
	6. San Andrés	506 (2,37%)

Fuente: DANE. Encuesta Nacional del Uso del Tiempo. ENUT 2018. Elaboración propia.

La ENUT, en su capítulo sobre el uso del tiempo, contiene 33 preguntas que buscan establecer la distribución, en términos de tiempo, de las actividades de trabajo no remunerado, así como de las actividades

<sup>5</sup> La ENUT Colombia tiene representatividad en las regiones: Caribe, Oriental, Central, Pacífica y en dos dominios adicionales: Bogotá como distrito capital, y la isla de San Andrés.

personales realizadas por los miembros del hogar de 10 años o más. Por ende, en esta investigación se tuvo en cuenta a los niños y niñas de entre 10 y 18 años, lo que permitió obtener un total de 21,391 niños y niñas en la muestra.

## 5. RESULTADOS

La tabla 2 muestra los resultados de la estimación para dos especificaciones diferentes del modelo, en las cuales se relaciona la asistencia escolar con el número total de horas dedicadas a las actividades de cuidado en general, al cuidado directo y al cuidado indirecto. Esta estimación se realiza de manera independiente para cada sexo.

Los resultados del modelo son estadísticamente robustos, en el sentido de que, para diferentes especificaciones, se mantiene la significancia y los signos de las variables explicativas. Se comprueba el problema de endogeneidad entre las variables de asistencia escolar y actividades de cuidado<sup>6</sup>. En cuanto a los instrumentos, los resultados muestran que las variables de lavadora y acceso a agua potable son válidas para corregir el problema de endogeneidad. La prueba de Cragg-Donald Wald indica que se rechaza la hipótesis de debilidad de los instrumentos en el caso del cuidado total y del cuidado indirecto.

Como criterio para el uso de la lavadora como instrumento, se considera que, si en el hogar donde vive el niño o la niña hay lavadora, se generan ahorros importantes de tiempo, especialmente en actividades de cuidado indirecto. Esta evidencia y el uso de este instrumento están en consonancia con la literatura existente, particularmente en relación con las decisiones de participación de las mujeres en el mercado laboral (Bhargava & Kerr, 2022; Kerr, 2019). Asimismo, el acceso al agua potable es una variable que está estrechamente relacionada con la carga de trabajo en el hogar. El acarreo de agua ha sido una actividad tradicionalmente desempeñada por mujeres y niñas en países en desarrollo y en zonas rurales (Assaad et al., 2010a). En los hogares colombianos, según datos de la ENUT, sigue siendo una actividad que demanda tiempo de los miembros del hogar, especialmente en áreas rurales.

<sup>6</sup> Se estima un modelo probit entre la asistencia escolar y los instrumentos; luego se generan los residuos, con los cuales se estima el modelo de asistencia escolar frente a las variables de interés y los residuos, encontrando que estos son significativos, lo que verifica el problema de endogeneidad entre la asistencia escolar y las actividades de cuidado.



Tabla 2.  
Resultados de los modelos probit - endógenos

	Niñas entre 10 y 18 años			Niños entre 10 y 18 años		
	Coefficien- tes	Coefficien- tes	Coefficien- tes	Coefficien- tes	Coefi- cien- tes	Coefi- cien- tes
	(errores estándar)	(errores estándar)	(errores estándar)	(errores estándar)	(errores estándar)	(errores estándar)
Asistencia al colegio						
Horas dedicadas a activida- des de cuidado tanto directo como indirecto	-0,215** (-0,005)			-0,177** (-0,004)		
Horas dedicadas a activida- des de cuidado indirecto		-0,551** (-0,03)			-0,747** (-0,037)	
Horas dedicadas a activida- des de cuidado directo			-0,245** (-0,003)			0,158** (-0,005)
Fuertes estereotipos de género	-0,054** (-0,018)	-0,098** (-0,028)	-0,017 (-0,012)	-0,111** (-0,028)	-0,072** (-0,022)	-0,118** (-0,03)
Edad	0,313** (-0,073)	0,596** (-0,089)	0,09 (-0,061)	0,542** (-0,074)	0,335** (-0,064)	0,535** (-0,078)
edad <sup>2</sup>	-0,014** (-0,003)	-0,026** (-0,003)	-0,004 (-0,003)	-0,026** (-0,003)	-0,017** (-0,003)	-0,026** (-0,003)
Interacción (CuiDir*Niños 5 años)	-0,005* (-0,003)	-0,027** (-0,004)	-0,005 (-0,003)	-0,01 (-0,009)	-0,012* (-0,006)	-0,018* (-0,01)
Hogar con niños menores de 5 años	-0,092** (-0,025)	-0,150** (-0,034)	-0,025 (-0,018)	-0,176** (-0,033)	-0,111** (-0,027)	-0,182** (-0,035)
Indígena	-0,012 (-0,034)	-0,014 (-0,062)	-0,004 (-0,01)	-0,013 (-0,068)	0,033 (-0,05)	-0,022 (-0,072)
Área urbana	0,054* (-0,024)	0,038 (-0,035)	0,016 (-0,013)	0,230** (-0,034)	0,084** (-0,031)	0,244** (-0,036)
Dominio geográfico (Atlán- tica =Base)						
Central	0,004 (-0,02)	0,033 (-0,037)	-0,001 (-0,006)	-0,051 (-0,04)	-0,049* (-0,029)	-0,056 (-0,042)
Oriental	0,050* (-0,025)	0,048 (-0,04)	0,009 (-0,009)	0,022 (-0,044)	-0,001 (-0,032)	0,009 (-0,046)
Pacífica	0,040* (-0,023)	0,063 (-0,039)	0,011 (-0,01)	0,079* (-0,045)	0,062* (-0,033)	0,079* (-0,047)
Bogotá D.C.	0,011 (-0,023)	0,014 (-0,041)	0,003 (-0,007)	-0,01 (-0,046)	-0,025 (-0,033)	-0,012 (-0,048)
San Andrés	-0,083 (-0,051)	-0,150* (-0,085)	-0,02 (-0,021)	-0,267** (-0,085)	-0,063 (-0,066)	-0,283** (-0,089)
Constante	-0,465 (-0,335)	-1,261* (-0,535)	-0,005 (-0,194)	-1,149* (-0,525)	-0,029 (-0,392)	-1,256* (-0,554)
Instrumentos						
Lavadora	0,500** (-0,094)	0,347** (-0,032)	0,125 (-0,085)	0,249** (-0,065)	0,191** (-0,02)	-0,206** (-0,062)
Acceso a agua potable	-0,075 (-0,088)	-0,136** (-0,043)	-0,032 (-0,03)	-0,126 (-0,095)	-0,180** (-0,03)	0,153* (-0,089)
Constante	1,734** (-0,165)	0,958** (-0,063)	0,896** (-0,115)	0,949** (-0,137)	0,571** (-0,039)	0,646** (-0,129)
N	10510	10510	10510	10881	10881	10881

Nota: Errores estándar en paréntesis. Significancia: \*\*\* 1%, \*\*5%, \*10%

Fuente: Cálculos propios a partir de la ENUT 2018.

En el caso de la asistencia escolar y las horas dedicadas por los niños y niñas a los diferentes tipos de cuidado, se encontró que el signo es el esperado en la gran mayoría de los casos y que la variable es significativa en todos ellos. Esto indica que la probabilidad de asistir al

colegio, tanto para las niñas como para los niños, disminuye cuando aumenta el número de horas dedicadas al cuidado en general, así como al cuidado directo o indirecto en particular. Esto es congruente con los resultados de Assaad et al. (2010a), quienes también encuentran una relación negativa entre la asistencia escolar y el trabajo infantil ampliado por actividades del hogar. En esa misma línea, Kruger et al. (2010) encuentran que, si la definición de trabajo incluye las tareas del hogar, es menos probable que las niñas estén exclusivamente en la escuela y más probable que trabajen en comparación con los niños.

La variable de fuertes estereotipos de género es significativa en casi todos los casos y tiene un signo negativo, lo cual indica que, cuando el niño vive en un hogar donde el jefe tiene fuertes ideas sobre lo que es propio de una mujer o un hombre, la probabilidad de asistir al colegio disminuye para todos los tipos de cuidado considerados.

Las variables de edad y edad al cuadrado son significativas en todos los casos (excepto en el modelo que relaciona la asistencia escolar con el cuidado directo en el caso de las niñas). Esto sugiere que, en principio, un aumento en la edad también significa un aumento en la probabilidad de asistir a una institución educativa; sin embargo, en los rangos etarios superiores, esa probabilidad cambia, un resultado similar al encontrado por Cortés Aguilar et al. (2018) también para Colombia. Cuando se estima el modelo con la totalidad de los niños y niñas y se incluye la variable de sexo, se observa que esta es significativa al considerar el cuidado total y los diferentes tipos de cuidado, lo que indica que las niñas tienen una mayor probabilidad de estar escolarizadas que los niños. Sin embargo, los resultados también muestran que las niñas asumen más horas de cuidado, evidenciando que en ellas se reproduce la doble jornada que experimentan las mujeres adultas (ver anexo 1). En este sentido, Levison et al. (2001) encuentran evidencia para México de que, cuando se amplía la definición de trabajo a las actividades del hogar, las niñas tienen menos probabilidad que los niños de dedicarse exclusivamente a la escuela.

El estar en el área urbana incrementa, en el caso de las niñas para las horas de cuidado total y en el caso de los niños para todos los tipos de cuidado, la probabilidad de asistir a una institución educativa en comparación con el área rural. Esto es comprensible, dado que el acceso a instituciones educativas en áreas rurales y dispersas puede influir en la permanencia en el sistema educativo, así como en los incentivos para educarse, ya que las remuneraciones esperadas en el campo por mejoras en el capital humano son menores en comparación con las del área urbana (Salas Díaz, 2015). La evidencia encontrada por Cortés

Aguilar et al. (2018, p. 147) muestra que los niños que viven en zonas rurales tienen una mayor probabilidad de trabajar mientras estudian en comparación con aquellos que viven en zonas urbanas.

Algunos estudios incluyen variables regionales en el análisis de la asistencia escolar y el trabajo infantil (Getinet & Beliyou, 2012; Bérenger & Verdier-Chouchane, 2016). En este caso, los controles por región muestran que, para regiones como la Pacífica y el dominio geográfico de San Andrés, existe significancia en varios casos, lo cual sugiere que hay factores no observados en estas regiones que afectan la probabilidad de que los niños y las niñas asistan a una institución educativa en relación con las labores de cuidado en los hogares.

Al igual que en los modelos binarios convencionales, los coeficientes estimados no cuantifican directamente el incremento en la probabilidad dado un cambio marginal en una variable independiente; por ello es necesario calcular las derivadas parciales o efectos marginales, que se muestran en la tabla 3.

Los resultados indican que los efectos marginales de un incremento de una hora en las actividades de cuidado disminuyen la probabilidad de estar escolarizado. Un aumento de una hora en actividades de cuidado indirecto reduce la probabilidad de estar escolarizado en 10.4 puntos porcentuales (p.p.) en el caso de las niñas y en 17.3 p.p. en el caso de los niños. Esto sugiere que el impacto de este tipo de actividades afecta más la probabilidad de asistir en el caso de los niños que en el de las niñas. Por el contrario, una hora adicional de cuidado directo reduce la probabilidad de asistencia en 8.5 p.p. en el caso de las niñas y en 3.5 p.p. en el caso de los niños, indicando que este tipo de cuidados afecta más la probabilidad de asistir al colegio de las niñas que de los niños.

Una hora adicional de cuidado en general (cuidado directo más cuidado indirecto) afecta más la probabilidad de no asistir al colegio en el caso de las niñas que de los niños: en el caso de ellas, en 5,8 p.p y, en el de ellos, en 3,7 p.p.

Los fuertes estereotipos de género del jefe del hogar disminuyen la probabilidad de asistir al colegio: en el caso de las niñas, en 1.5 puntos porcentuales (p.p.), y en el caso de los niños, en 2.3 p.p. La variable de edad muestra que un año adicional en los rangos etarios inferiores aumenta la probabilidad de asistencia escolar.

El incremento de un año en la edad aumenta la probabilidad de estar escolarizado en 8.5 p.p. para las niñas y en 11.4 p.p. para los niños, teniendo en cuenta el cuidado en su totalidad. Cuando se consideran actividades de cuidado indirecto, un año más de edad

aumenta la probabilidad de asistir al colegio en 11.3 p.p. para las niñas y en 7.8 p.p. para los niños. La interacción entre el cuidado directo y la presencia de niños menores de cinco años es estadísticamente significativa, pero tiene un efecto muy bajo en la probabilidad de no asistir al colegio, alrededor del 0.3 %.

Tabla 3.  
Efectos marginales de los modelos probit - endógenos

	Niñas entre 10 y 18 años			Niños entre 10 y 18 años		
	Coeffi- tes (errores estándar)	Coefi- cientes (errores estándar)	Coefi- cientes (errores estándar)	Coeffi- cientes (errores estándar)	Coeffi- cientes (errores estándar)	Coeffi- cientes (errores estándar)
Asistencia al colegio						
Horas dedicadas a actividades de cuidado tanto directo como indirecto	-0,058** (-0,005)			-0,037** (-0,001)		
Horas dedicadas a actividades de cuidado indirecto		-0,104** (-0,011)			-0,173** (-0,016)	
Horas dedicadas a actividades de cuidado directo			-0,085** (-0,004)			0,035** (-0,005)
Fuertes estereotipos de género	-0,015** (-0,004)	-0,019** (-0,005)	-0,006 (-0,004)	-0,023** (-0,006)	-0,017** (-0,005)	-0,026** (-0,007)
Edad	0,085** (-0,015)	0,113** (-0,014)	0,031 (-0,02)	0,114** (-0,016)	0,078** (-0,013)	0,119** (-0,017)
Edad <sup>2</sup>	-0,004** (-0,001)	-0,005** (0)	-0,001 (-0,001)	-0,005** (-0,001)	-0,004** (0)	-0,006** (-0,001)
interacción	-0,001* (-0,001)	-0,005** (-0,001)	-0,002 (-0,001)	-0,002 (-0,002)	-0,003* (-0,001)	-0,004* (-0,002)
Hogar con niños menores de 5 años	-0,025** (-0,006)	-0,028** (-0,006)	-0,009 (-0,006)	-0,037** (-0,007)	-0,026** (-0,006)	-0,041** (-0,008)
Indígena	-0,003 (-0,009)	-0,003 (-0,012)	-0,001 (-0,004)	-0,003 (-0,014)	0,008 (-0,012)	-0,005 (-0,016)
Área urbana	0,015* (-0,006)	0,007 (-0,007)	0,006 (-0,004)	0,049** (-0,007)	0,020** (-0,007)	0,054** (-0,008)
Dominio geográfico (Atlántica =Base)						
Central	0,001 (-0,005)	0,006 (-0,007)	0 (-0,002)	-0,011 (-0,009)	-0,012* (-0,007)	-0,013 (-0,009)
Oriental	0,013* (-0,006)	0,009 (-0,008)	0,003 (-0,003)	0,005 (-0,009)	0 (-0,007)	0,002 (-0,01)
Pacífica	0,011* (-0,006)	0,012 (-0,007)	0,004 (-0,003)	0,016* (-0,009)	0,014* (-0,007)	0,017* (-0,01)
Bogotá D.C.	0,003 (-0,006)	0,003 (-0,008)	0,001 (-0,002)	-0,002 (-0,01)	-0,006 (-0,008)	-0,003 (-0,011)
San Andrés	-0,023* (-0,014)	-0,030* (-0,017)	-0,007 (-0,007)	-0,062** (-0,021)	-0,015 (-0,016)	-0,070** (-0,024)
N	10183	10183	10183	10881	10550	10881

Nota: Errores estándar en paréntesis. Significancia: \*\*\* 1%, \*\*5%, \*10%

Fuente: Cálculos propios a partir de la ENUT 2018.

En los hogares con niños menores de cinco años, la probabilidad de estar escolarizado disminuye aproximadamente en 3 p.p. tanto para los niños como para las niñas. Estudios como los de Ray (2012) y Kruger et al. (2010) también encuentran esta relación negativa entre

la presencia de niños menores de cinco años en el hogar y la asistencia escolar.

Los resultados también muestran que el área urbana tiene un efecto significativo y positivo, pero mayor en los niños en comparación con las niñas, ya que la probabilidad de estar escolarizados se incrementa en alrededor de 5 puntos porcentuales (p.p.) en los niños y solo en alrededor de 2 p.p. en las niñas que viven en zonas urbanas. Esto es congruente con los niveles de matrícula registrados en Colombia, donde solo en el nivel de educación media hay más niñas matriculadas que niños, tanto en el área rural como en el área urbana (Departamento Administrativo Nacional de Estadística [DANE], 2021).

### 5.1. PRUEBA DE IGUALDAD DE COEFICIENTES DE REGRESIÓN

Después de obtener los coeficientes de la regresión y los efectos marginales correspondientes a las actividades de cuidado, cuidado directo e indirecto para niños y niñas, se procederá a analizar si la diferencia entre ellos es estadísticamente significativa. La diferencia se evalúa mediante la siguiente expresión (Clogg et al., 1995; Mora et al., 2022):

$$z = \frac{\widehat{\beta}_k^i - \widehat{\beta}_k^j}{\sqrt{\left(s_{\widehat{\beta}_k^i}\right)^2 + \left(s_{\widehat{\beta}_k^j}\right)^2}} \quad (6)$$

donde  $i$  y  $j$  corresponden a diferentes grupos.  $s_{\widehat{\beta}_k^i}$  es el error estándar del coeficiente  $\beta_1$  del grupo  $i$ , mientras que  $s_{\widehat{\beta}_k^j}$  es el error estándar del coeficiente  $\beta_1$  del grupo  $j$ . La hipótesis nula establece que  $\widehat{\beta}_k^i = \widehat{\beta}_k^j$ . Los resultados encontrados fueron:

Tabla 4.

Test de igualdad de los coeficientes de regresión entre niñas y niños

	Horas dedicadas a actividades de cuidado		Horas dedicadas a actividades de cuidado indirecto		Horas dedicadas a actividades de cuidado directo	
	$\widehat{\beta}_i^{\text{niñas-niños}}$	Z	$\widehat{\beta}_i^{\text{niñas-niños}}$	Z	$\widehat{\beta}_i^{\text{niñas-niños}}$	Z
Asistencia al colegio	-0,0380	-5,934***	0,1960	4,1147***	-0,4030	-12,47***
Esteriotipos de género	0,0570	1,7123*	-0,0260	-0,730	0,1010	3,1258***
Edad	0,0100	0,0962	0,2610	2,3809**	-0,4450	-4,494***
Edad2	0,0120	2,8284***	-0,0090	-2,121**	0,0220	5,1854***
Hogar niños menores de 5 años	0,0840	2,0289**	-0,0390	-0,898	0,1570	3,9890***
Indígena	0,0010	0,0131	-0,0470	-0,590	0,0180	0,4573
Área urbana	-0,1760	-4,229***	-0,0460	-0,983	-0,2280	-5,956***
Domino geográfico (Atlántica=Base)						
Central	0,0550	1,2298	0,0820	1,7443*	0,0550	1,2964
Oriental	0,0280	0,5533	0,0490	0,9566	0,0000	0,0000
Pacífica	-0,0390	-0,8721	0,0010	0,0196	-0,0680	-1,4151
Bogotá D.C.	0,0210	0,4083	0,0390	0,7410	0,0150	0,3092
San Andrés	0,1840	1,8562*	-0,0870	-0,8084	0,2630	2,8761***

Nota: \*\*\* 1%, \*\*5%, \*10%. Fuente: Cálculos propios a partir de la ENUT 2018.

Como se puede observar en la tabla 4, se rechaza la hipótesis nula de que los coeficientes correspondientes al cuidado directo sean iguales entre niños y niñas, así como entre las zonas rural y urbana para el cuidado en general y el cuidado directo. También se rechaza la hipótesis de que los coeficientes asociados a la edad sean iguales en el caso del cuidado directo e indirecto.

Tabla 5.  
Test de igualdad de los coeficientes de los efectos marginales entre niñas y niños

	Horas dedicadas a actividades de cuidado		Horas dedicadas a actividades de cuidado indirecto		Horas dedicadas a actividades de cuidado directo	
	$\hat{\beta}_i^{\text{niñas-niños}}$	Z	$\hat{\beta}_i^{\text{niñas-niños}}$	Z	$\hat{\beta}_i^{\text{niñas-niños}}$	Z
Asistencia al colegio	-0,021	-4,118***	0,069	3,5536***	-0,120	-14,88***
Esteriotipos de género	0,008	1,1094	-0,002	-0,282	0,020	2,4806**
Edad	0,002	0,0911	0,035	1,8319*	-0,088	-3,352***
Edad <sup>2</sup>	0,001	0,7071	-0,001		0,005	3,5355***
Hogar niños menores de 5 años	0,012	1,3015	-0,002	-0,235	0,032	3,2***
Indígena	0,000	0	-0,011	-0,648	0,004	0,4
Área urbana	-0,034	-3,687***	-0,013	-1,313	-0,048	-5,366***
Domino geográfico (Atlántica=Base)						
Central	0,012	1,166	0,018*	1,818	0,013	1,410
Oriental	0,008	0,740	0,009	0,847	0,001	0,096
Pacífica	-0,005	-0,486	-0,002	-0,202	-0,013	-1,245
Bogotá D.C.	0,005	0,429	0,009	0,795	0,004	0,358
San Andrés	0,039	1,545	-0,015	-0,643	0,063	2,520**

Nota: \*\*\* 1%, \*\*5%, \*10%. Fuente: Cálculos propios a partir de la ENUT 2018.

Como se observa en la tabla 5, se rechaza la hipótesis de igualdad de los coeficientes para las variables estereotipos de género, edad, edad al cuadrado, presencia de niños menores de cinco años y área, cuando se considera el cuidado directo. Con respecto a las zonas rural y urbana se rechaza también la hipótesis nula de igualdad de los coeficientes entre niños y niñas para el cuidado en general y el cuidado directo. Estos resultados muestran claramente un patrón diferenciado en las actividades de cuidado entre las áreas urbanas y rurales en Colombia, especialmente en el cuidado directo.

## 6. CONCLUSIONES

Las actividades de cuidado no son homogéneas y su impacto en la vida de los miembros del hogar, en este caso los niños y niñas, tampoco lo es. Una hora adicional de cuidado directo tiene mayor probabilidad de afectar negativamente la asistencia escolar de las niñas, mientras que una hora más de cuidado indirecto reduce en mayor medida la probabilidad de asistencia al colegio en el caso de los niños.

El hecho de que una hora de cuidado directo afecte más la probabilidad de asistir a una institución educativa en las niñas, en comparación con los niños, puede atribuirse a la percepción de que las mujeres son más aptas para los cuidados del hogar, especialmente los directos. Esto implica que las niñas son delegadas como cuidadoras en el hogar, especialmente en tareas de cuidado más exigentes en comparación con los niños, lo cual representa una desventaja para ellas en términos de escolaridad. Por el contrario, los niños suelen estar más implicados en actividades de cuidado indirecto, es decir, en tareas con menor carga emocional, lo cual se refleja en que una hora más de este tipo de cuidado impacta más su probabilidad de asistir al colegio. Además, los datos evidencian una brecha importante en el tiempo dedicado al cuidado entre ambos sexos.

La variable de estereotipos de género resultó significativa en casi todos los modelos. El signo negativo indica que, en una familia cuyo jefe está muy de acuerdo con la idea de que las mujeres son más aptas para el trabajo doméstico que los hombres, disminuye la probabilidad de escolarización tanto para niños como para niñas. Es decir, que ideas patriarcales dentro del hogar pueden afectar negativamente la probabilidad de que los menores accedan al sistema educativo.

Los resultados relacionados con la edad muestran que, a medida que esta aumenta, también lo hace la probabilidad de estar escolarizado. Sin embargo, cabe destacar que las horas dedicadas al cuidado también aumentan con la edad y de forma desigual entre niños y niñas, lo cual podría indicar que las niñas enfrentan un doble esfuerzo en comparación con los varones, ya que permanecen en el sistema escolar, pero con cargas crecientes de actividades no remuneradas en el hogar.

En general, los niños y niñas de zonas urbanas presentan una mayor probabilidad de estar escolarizados, aunque también se observan diferencias por sexo, que afectan en mayor medida la probabilidad de escolarización de los niños. Por lo tanto, es necesario prestar atención a las responsabilidades de cuidado asignadas a los niños, especialmente en zonas rurales.

Las políticas públicas de cuidado están empezando a implementarse en Colombia, pero solo en algunas ciudades. Este artículo muestra cómo lo que ocurre dentro del hogar puede afectar a los infantes, lo cual resalta la urgencia de desarrollar una política pública de cuidado a nivel nacional, que también tenga en cuenta las diferencias entre las necesidades de la población urbana y la rural.

A futuro, sería deseable poder relacionar este tipo de encuestas de uso del tiempo con el rendimiento escolar, ya que es probable que los

niños y niñas asuman más horas de cuidado sin abandonar necesariamente su educación, pero a expensas de su rendimiento académico y, en consecuencia, de sus posibilidades futuras de acumulación de capital humano.

## 7. REFERENCIAS

- Abdul-Hakim, R., Abdul-Razak, N. A., & Ismail, R. (2010). Does social capital reduce poverty? A case study of rural households in Terengganu, Malaysia. *European Journal of Social Sciences*, 14(4), 556–566
- Acevedo González, K., Quejada, R., & Yáñez Contreras, M. (2011). Estudio transversal de los determinantes del trabajo infantil en Cartagena, año 2007. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 9(2), 589–606
- Admassie, A. (2003). Child labour and schooling in the context of a subsistence rural economy: Can they be compatible? *International Journal of Educational Development*, 23(2), 167–185
- Arias, L., & Sucari, H. (2019). Efecto de la educación sobre la pobreza monetaria en las regiones del Perú. *Innova Educación*, 1(1), 97–109
- Assaad, R., Levison, D., & Dang, H.-A. (2010b). How much work is too much? Effects of child work hours on schooling—the case of Egypt. En *Child Labor and the Transition between School and Work* (pp. xx-xx). Emerald Group Publishing
- Assaad, R., Levison, D., & Zibani, N. (2010a). The effect of domestic work on girls' schooling: Evidence from Egypt. *Feminist Economics*, 16(1), 79–128. <https://doi.org/10.1080/13545700903382729>
- Bedi, A., & Marshall, J. (2002). Primary school attendance in Honduras. *Journal of Development Economics*, 69(1), 129–156
- Bérenger, V., & Verdier-Chouchane, A. (2016). Child labour and schooling in South Sudan and Sudan: Is there a gender preference? *African Development Review*, 28(S2), 177–190.
- Bhargava, S., & Kerr, A. (2022). The effect of time-saving household appliance ownership on outcomes for children and married women: Evidence from India. *IZA Journal of Labor Policy*, 12(1)
- Boozer, M., & Suri, T. (2001). Child labor and schooling decisions in Ghana. *Labor and Population Workshop Paper*. Yale University
- Bose, G., Jain, T., & Walker, S. (2022). Women's labor force participation and household technology adoption. *European Economic Review*, 147, 104181
- Castillo Mayén, R., & Montes Berges, B. (2014). Análisis de los estereotipos de género actuales. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, 30(3), 1044–1060
- Clogg, C. C., Petkova, E., & Haritou, A. (1995). Statistical methods for comparing regression coefficients between models. *American Journal of Sociology*, 100(5), 1261–1293
- Cortés Aguilar, A., Estrada Cañas, I., & Guerrero Rincón, I. (2018). Factores socioeconómicos asociados al trabajo infantil y la asistencia escolar en Colombia. *Revista Finanzas y Política Económica*, 10(1), 135–151



- Dammert, A. C. (2009). Siblings, child labor, and schooling in Nicaragua and Guatemala. *Journal of Population Economics*, 23, 199–224. <https://doi.org/10.1007/s00148-008-0237->
- Departamento Administrativo de Estadística DANE. (2024, julio 16). Pobreza monetaria en Colombia, <https://www.dane.gov.co/files/operaciones/PM/bol-PM-2023.pdf>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística DANE. (2015). *INVESTIGAS: Siete estudios realizados a partir de la encuesta nacional de uso del tiempo, Colombia, 2012-2013*.
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística DANE. (2018, abril). *Encuesta Nacional del Uso del Tiempo (ENUT): Principales resultados 2016-2017*. <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/pobreza-y-condiciones-de-vida/encuesta-nacional-del-uso-del-tiempo-enut>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística DANE. (2021). *Educación formal (EDUC)*. <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/educacion/poblacion-escolarizada/educacion-formal#informacion-2021-por-departamento>
- Departamento para la Prosperidad Social. (n.d.). *Familias en Acción - Transferencias Condicionadas de Prosperidad Social*. Recuperado el 11 de octubre de 2022, de <https://prosperidadsocial.gov.co/sgpp/transferencias/familias-en-accion/>
- Duryea, S., Lam, D., & Levison, D. (2007). Effects of economic shocks on children's employment and schooling in Brazil. *Journal of Development Economics*, 84, 188–214. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2006.11.004>
- Emerson, P., & Souza, A. P. (2002). Bargaining over sons and daughters: Child labor, school attendance and intra-household gender bias in Brazil. *Economic Development and Cultural Change*, 50(4), 703–721
- Esquivel, V. (2011). La economía del cuidado: Un recorrido conceptual. En *Aportes al debate del desarrollo en América Latina* (pp. 20–30)
- Fajardo Hoyos, C. L., & Mora Rodríguez, J. J. (2024). Effect of home care activities on labor participation in a developing country. *Economics and Sociology*, 17(1), 103–116
- Favara, M. (2012). The cost of acting 'girly': Gender stereotypes and educational choices. *IZA Discussion Paper*, 737. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2189775>
- Folbre, N. (2006). Measuring care: Gender, empowerment, and the care economy. *Journal of Human Development*, 7(2), 183–199
- Folbre, N. (2021). Developing care: The care economy and economic development. En G.
- Dowie & A. de Haan (Eds.), *Women's Economic Empowerment: Insights from Africa and South Asia* (pp. 1–24). Taylor & Francis Group
- Friedemann Sánchez, G. (2012). Caregiving patterns in rural Andean Colombia. *Feminist Economics*, 18(3), 55–88. <https://doi.org/10.1080/13545701.2012.714471>
- García-Jimeno, C., & Peña, X. (2016). Follow-up report for “Washing machines and gender roles: A pilot study intervention.” Unpublished manuscript

- Gershuny, J., & Harms, T. A. (2016). Housework now takes much less time: 85 years of U.S. rural women's time use. *Social Forces*, 94(4), 1367–1391.
- Getinet, H., & Beliyu, H. (2012). Child labour and child schooling in rural Ethiopia: Nature and trade-off. *Education Economics*, 20(4), 365–385
- Goulart, P., & Arjun, B. (2008). Child labour and educational success in Portugal. *Economics of Education Review*, 27(5), 575–587
- Guerrero Jiménez, A. (2019). Capital humano y pobreza monetaria departamental en Colombia durante el periodo 2010–2017. *Ploutos*, 9
- Gunnarsson, V., Orazem, P., & Sánchez, M. (2006). Child labor and school achievement in Latin America. *World Bank Economic Review*, 20(1), 31–54
- Hazarika, G., & Arjun, B. (2003). Schooling costs and child work in rural Pakistan. *The Journal of Development Studies*, 39(5), 29–64
- Heady, C. (2000). What is the effect of child labour on learning achievement? Evidence from Ghana. *Institute of Development Studies Working Paper* (No. inwopa00/7)
- Kambhampati, U. S. (2009). Child schooling and work decisions in India: The role of household and regional gender equity. *Feminist Economics*, 15(4), 77–112
- Kaul, R. (2015). Gender inequality: Challenges of educating the girl child. *Social Change*, 45(2), 224–223
- Kerr, A. (2019). Household investment in durable appliances and outcomes for children: Evidence from China. *Labour Economics*, 58, 110–127
- Kis-Katos, K. (2012). Gender differences in work-schooling decisions in rural North India. *Review of Economics of the Household*, 10(4), 491–519
- Kruger, D., Berthelon, M., & Soares, R. (2010). Allocation of children's time along gender lines: Work, school, and domestic work in Brazil. In *Child Labor and the Transition between School and Work* (pp. xx–xx). Emerald Group Publishing
- Levison, D., Moe, K. S., & Knaul, F. M. (2001). Youth education and work in Mexico. *World Development*, 29(1), 167–188
- Lloyd, C., Tawila, S., Clark, W., & Mensch, B. (2003). The impact of educational quality on school exit in Egypt. *Comparative Education Review*, 47(4), 444–467. <https://doi.org/10.1086/378247>
- Mora, J. J., & Estrada Nates, D. (2021). La relación entre el desarrollo de los municipios y la puntuación en matemáticas: Un caso aplicado para Colombia. *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 32(1), 112–129.
- Morrissey, T., Hutchison, L., & Winsler, A. (2014). Family income, school attendance, and academic achievement in elementary school. *Developmental Psychology*, 50(3), 741–753.
- Post, D., & Pong, S. (2000). Employment during middle school: The effects on academic achievement in the US and abroad. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 22(3), 273–298.
- Rammohan, A. (2014). The trade-off between child labour and schooling in India. *Education Economics*, 22(5), 484–510.
- Ray, R. (2012). Child labor, child schooling, and their interaction with adult labor. *World Bank Economic Review*.

- Salas Díaz, R. J. (2015). La incidencia de la migración sobre las diferencias salariales de género en Colombia. *Desarrollo y Sociedad*, 33(77), 103–116.
- Shafiq, N. (2007). Household schooling and child labor decisions in rural Bangladesh. *Journal of Asian Economics*, 18(6), 946–966.
- Stata. (n.d.). *ivprobit — Probit model with continuous endogenous regressors*. Recuperado el 6 de abril de 2022, de <https://www.stata.com/manuals/rivprobit.pdf>
- Tan, C. (2022). *Untapped Potential?: Using technology to reduce women's domestic labour burdens*. The University of Melbourne. [https://www.unimelb.edu.au/\\_\\_data/assets/pdf\\_file/0007/4084729/cheerie\\_tan\\_report.pdf](https://www.unimelb.edu.au/__data/assets/pdf_file/0007/4084729/cheerie_tan_report.pdf)
- Torres-Rivas, E., Jiménez, M., & Luzardo, M. (2017). Determinantes de la pobreza en Venezuela y Colombia: Estudio comparativo 2010–2014. *Semestre Económico*, 20(43), 81–109
- Tuwor, T., & Sossou, M. A. (2008). Gender discrimination and education in West Africa: Strategies for maintaining girls in school. *International Journal of Inclusive Education*, 12(4), 363–379.
- Urueña Abadía, S., Tovar Cuevas, L. M., & Castillo Caicedo, M. (2009). Determinantes del trabajo infantil y la escolaridad: El caso del Valle del Cauca en Colombia. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 7(2), 707–733.
- Zapata, D., Contreras, D., & Kruger, D. (2011). Child labor and schooling in Bolivia: Who's falling behind? The roles of domestic work, gender, and ethnicity. *World Development*, 39(4), 588–599. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2010.08.022>

## ANEXO 1.

	Coefficientes (errores es- tándar)	Coefficientes (errores es- tándar)	Coefficientes (errores es- tándar)
Asistencia al colegio			
Horas dedicadas a actividades de cuidado tanto directo como indirecto	-0.244** (-0.003)		
Horas dedicadas a actividades de cuidado indirecto		-0.619** (-0.021)	
Horas dedicadas a actividades de cuidado directo			-0.053** (-0.004)
Fuertes estereotipos de género	-0.033** (-0.009)	-0.082** (-0.017)	-0.148** (-0.025)
Edad	0.175** (-0.038)	0.437** (-0.052)	0.663** (-0.065)
Edad <sup>2</sup>	-0.008** (-0.002)	-0.020** (-0.002)	-0.032** (-0.002)
Interacción (CuiDir*Niños 5 años)	-0.005** (-0.002)	-0.023** (-0.003)	-0.040** (-0.006)
Hogar con niños menores de 5 años	0.036** (-0.009)	0.130** (-0.019)	0.114** (-0.024)
Indígena	-0.057** (-0.014)	-0.129** (-0.021)	-0.229** (-0.029)
Área urbana	0.003 (-0.016)	0.019 (-0.038)	-0.048 (-0.06)
Domino geográfico (Atlántica =Base)	0.043**	0.065**	0.273**
Central	-0.013 (0)	-0.023 (0)	-0.03 (0)
Oriental	(.) -0.011	(.) -0.017	(.) -0.03
Pacífica	(-0.009) 0.019*	(-0.022) 0.024	(-0.035) 0.054
Bogotá D.C.	(-0.011) 0.028*	(-0.025) 0.062*	(-0.039) 0.080*
San Andrés	(-0.011) -0.003	(-0.025) -0.005	(-0.038) 0.031
Constante	(-0.011) -0.047*	(-0.026) -0.101*	(-0.04) -0.336**
Instrumentos	(-0.024)	(-0.052)	(-0.075)
Lavadora	0.299** (-0.056)	0.273** (-0.019)	0.111** (-0.053)
Acceso a agua potable	-0.093** (-0.041)	-0.153** (-0.026)	0.163** (-0.077)
Constante	1.428** (-0.084)	0.750** (-0.037)	0.473** (-0.111)
N	10510	10510	10510

Nota: Errores estándar en paréntesis. Significancia: \*\*\* 1%, \*\*5%, \*10%