

Impacto de la escolaridad en el embarazo adolescente: un análisis multinivel por provincias de Ecuador para el año 2019

Impact of schooling on teenage pregnancy: a multilevel
analysis by province in Ecuador for the year 2019

Wilson Israel Pangay Vallejo

Investigador independiente, Ecuador

isra2111julio@gmail.com

 <https://orcid.org/0009-0007-8303-7042>

Recepción: 23 Noviembre 2025

Aprobación: 26 Marzo 2026

Publicado: 23 Julio 2026

 *Versión en inglés aquí*

DOI: <https://doi.org/10.25097/rep.n44.2026.03>

Cómo citar / How to cite: Pangay Vallejo, W. I. (2026). Impacto de la escolaridad en el embarazo adolescente: un análisis multinivel por provincias de Ecuador para el año 2019. *Revista Economía y Política*, (44), 41-58. <https://doi.org/10.25097/rep.n44.2026.03>

RESUMEN

Este estudio examina cual es el impacto que la formación académica tiene en el embarazo adolescente en Ecuador durante el año 2019, empleando análisis estadísticos descriptivos, modelos probabilísticos de elección discreta y un análisis multinivel en dos escalas: individual y provincial. Los datos provienen de fuentes del INEC: ENSANUT y ENEMDU. Los resultados revelan que el 15,8% de las jóvenes quedaron embarazadas ese año, con una brecha educativa de 1,2 años entre quienes vivieron esta situación y quienes no. Cursar un año escolar adicional disminuye 3,4% las posibilidades de maternidad adolescente, mostrando mayor efectividad en etapas tempranas. A nivel territorial, las provincias con mayor densidad poblacional y desarrollo económico presentan 59,2% más probabilidad de gestación juvenil. Esta problemática afecta principalmente a comunidades rurales y grupos étnicos vulnerables, poniendo en manifiesto la necesidad de diseñar estrategias gubernamentales contextualizadas geográficamente que promuevan el acceso educativo e iniciativas de educación sexual y reproductiva.

PALABRAS CLAVE: desigualdad territorial, gestación temprana, capital humano, análisis multinivel



ABSTRACT

This study examines the impact that educational attainment has on adolescent pregnancy in Ecuador during 2019, using descriptive statistical analysis, probabilistic discrete choice models, and a multilevel analysis at two levels: individual and provincial. The data come from INEC sources: ENSANUT and ENEMDU. The results reveal that 15.8% of young women became pregnant that year, with an educational gap of 1.2 years between those who experienced this situation and those who did not. Completing one additional year of schooling reduces the likelihood of adolescent motherhood by 3.4%, showing greater effectiveness at earlier stages of education. At the territorial level, provinces with higher population density and greater economic development show a 59.2% higher probability of adolescent pregnancy. This issue primarily affects rural communities and vulnerable ethnic groups, highlighting the need to design geographically contextualized government strategies that promote access to education and sexual and reproductive education initiatives.

KEYWORDS: territorial inequality, early pregnancy, human capital, multilevel analysis

1. INTRODUCCIÓN

El embarazo adolescente es un problema que se presenta en todo el mundo y que trae consigo importantes consecuencias tanto para la salud como para el desarrollo social y económico de quienes lo viven. Cada año, más o menos 21 millones de adolescentes en países de ingresos bajos y medianos quedan embarazadas, en gran parte por la falta de buena educación sexual, poco acceso a anticonceptivos y situaciones sociales o económicas complicadas (Organización Mundial de la Salud [OMS], 2024; Miquilena y Lara, 2021). Teniendo esto en cuenta, se puede decir que este problema afecta directamente a las personas en posición vulnerable, teniendo como resultado el abandono escolar, la transmisión de la pobreza generacional y los riesgos durante el embarazo, provoca un aumento de presión sobre el sistema de salud pública y los programas sociales.

Por consiguiente, la base teórica de este trabajo parte de las aportaciones de Grossman (1972), quien amplió el concepto de capital humano propuesto por Becker (1964) incorporando la salud como un elemento clave, ya que para el autor la salud no solo funciona como un bien de consumo inmediato, si no que también representa una inversión que influye en las capacidades productivas y los ingresos a lo largo de la vida, convirtiéndose en uno de los pilares del desarrollo económico y del bienestar social. Este marco conceptual permite comprender la educación y la salud reproductiva como dimensiones interconectadas del capital humano en población adolescente.

Si bien la evidencia en la literatura es limitada, distintos estudios indican la existencia de una relación negativa entre los años de formación académica y la probabilidad de embarazo adolescente. En donde trabajos realizados por Martínez et al. (2020), Mohr et al. (2019), Mendoza y Fernández (2018) y Rodríguez y Fernández (2018) coinciden en que a medida que aumenta el nivel educativo, menor tiende a ser la incidencia de embarazos juveniles. A esto se suma que el entorno donde crecen los adolescentes, como el nivel de urbanización y las condiciones económicas de su comunidad, también influye en este fenómeno, por lo que no basta con mejorar el acceso a la educación, sino que hay que tomar en cuenta el contexto en el que viven.

Frente a esta problemática, el estudio analiza en Ecuador cómo el nivel educativo de las jóvenes y las características provinciales inciden en la probabilidad de embarazo adolescente en 2019. Aunque la literatura nacional ha abordado el tema desde enfoques descriptivos, cualitativos o modelos de un solo nivel (Mendoza y Fernández, 2018; Rodríguez y Fernández, 2018), el uso de modelos multinivel ha sido limitado. Por ello, se aplica un modelo de elección discreta jerárquico que integra factores individuales y territoriales, constituyendo su principal aporte metodológico y ofreciendo evidencia para políticas públicas con enfoque regional.

2. REVISIÓN DE LITERATURA

Fundamentos teóricos y conceptuales

La adolescencia, es definida por la OMS y la Organización Panamericana de la Salud [OPS], (2006) como el período comprendido entre los 10 y 19 años, constituye una etapa crítica caracterizada por transformaciones aceleradas en las dimensiones física, emocional y social. Durante esta fase, los individuos desarrollan nuevas formas de percepción y pensamiento asociadas a su maduración biopsicosocial, lo que los convierte en un grupo particularmente vulnerable a decisiones reproductivas tempranas con consecuencias duraderas.

Si miramos atrás, la relación entre educación y maternidad adolescente empezó a despertar interés entre académicos en los años sesenta, justo cuando Becker (1964) planteó la teoría del capital humano. Para él, estudiar era una jugada inteligente porque podía abrir más puertas y mejorar los ingresos futuros. Más adelante, Grossman (1972) llevó la idea un poco más allá y puso la salud en el centro del capital humano, defendiendo que la salud no es solo para disfrutarla, sino que es un recurso que tiene peso real en la productividad, y que quienes acumulan más años de estudio suelen decidir mejor. Desde este punto de vista, se entiende por qué el nivel educativo y las diferencias entre regiones pueden cambiar el riesgo de embarazo adolescente: hay un lazo directo entre la escuela, la salud y esto que llaman capital humano.

Por otro lado, Elder (1974) desarrolló la perspectiva del curso de vida, con la que buscaba comprender cómo las experiencias vividas en etapas tempranas dejan huella en el desarrollo social y psicológico de las personas. Bajo esta mirada, lo que ocurre durante la infancia o la adolescencia no desaparece con el tiempo, sino que sigue influyendo en las decisiones y trayectorias de vida, lo cual resulta clave para entender por qué el embarazo adolescente es un fenómeno tan complejo. Un poco en esa misma línea, Easterlin (1975) ligó las decisiones sobre hijos con factores económicos y sociales sosteniendo que la fertilidad de las parejas jóvenes está condicionada por cómo perciben su propia situación comparada con la de su familia de origen y por el tamaño de su grupo generacional.

Ya en los ochenta, Moore et al. (1986) analizaron las consecuencias sociales y económicas del embarazo adolescente, evidenciando efectos tanto inmediatos como de largo plazo, especialmente en educación y empleo. Paralelamente, el modelo centro-periferia de Krugman (1991) demostró que las ventajas iniciales de ciertas zonas tienden a ampliar las brechas de desigualdad debido a la concentración de recursos. Luego, Duranton y Puga (2004) y Combes (2008) señalaron que estas ventajas territoriales no se quedan solo en lo económico. Más cerca en el tiempo, Roca y Puga (2017) evidenciaron cómo la densidad de las ciudades facilita la transmisión de información y el acceso tanto a educación sexual como a servicios de salud, lo que marca diferencias claras entre las oportunidades de los jóvenes según la provincia en la que viven.

Ampliando esta perspectiva, Michael Marmot y Richard Wilkinson (2005), con el respaldo de la Organización Mundial de la Salud, extendieron esta discusión al plantear que los factores sociales, ambientales y económicos son determinantes fundamentales de la salud de una población. Su teoría sostiene que el acceso a la educación, los ingresos, el empleo y los servicios básicos configura las estructuras sociales, lo cual impacta de manera evidente en problemáticas como el embarazo adolescente. Asimismo, estos factores contribuyen a perpetuar los ciclos de pobreza y desigualdad de una generación a otra.

Evidencia empírica internacional

Partiendo de las ideas teóricas básicas, los estudios empíricos muestran con bastante claridad que existe una relación inversa entre el nivel educativo y el embarazo adolescente en distintos lugares. Kiernan y Smith (2003), por ejemplo, analizaron distintos países europeos y vieron que, a medida

que aumentaban los años de educación entre las mujeres, bajaban las tasas de embarazo temprano, sobre todo cuando eso iba acompañado de educación de calidad y participación en actividades después de clases.

Si se observa desde una mirada territorial, Henderson (2003) hizo un análisis interesante sobre urbanización y crecimiento económico usando un enfoque multinivel, donde descubrió que los procesos de urbanización cambian según la economía y las dinámicas sociales locales. A su vez, la concentración de población urbana depende mucho de las políticas y las instituciones de cada país, lo que afecta fenómenos sociales como el embarazo adolescente. En las zonas urbanas, suele haber un acceso mucho mejor a educación sexual, servicios de salud reproductiva y más oportunidades educativas y laborales.

En la misma línea, Pebley y Sastry (2003) estudiaron cómo las características del vecindario influyen en la salud reproductiva en adolescentes, evidenciando que zonas con mucha gente y altos niveles de pobreza tienden a tener más embarazos adolescentes, en parte porque hay menos cohesión social, recursos limitados y mayor exposición a riesgos sociales. Además, Bruce y Clark (2004) también sumaron a esto, mostrando que los contextos urbanos con servicios desiguales, poca supervisión familiar y normas sociales ambiguas hacen que aumenten las brechas en salud sexual.

Viendo el tema desde la prevención, Kirby (2007) detectó en sus análisis que los programas más efectivos combinan educación sexual integral con información sobre abstinencia, uso de anticonceptivos y el desarrollo de habilidades para comunicarse. En países en desarrollo, Were (2007) documentó en Kenia que el embarazo adolescente tiene que ver con la combinación de pobreza, bajos niveles educativos, tradiciones culturales y dificultades para acceder a servicios de salud reproductiva.

Expandiendo el panorama hacia África subsahariana, Biddlecom et al. (2007) mostraron que quienes tienen más años de educación usan más métodos anticonceptivos y tienen menos embarazos no planeados. De la misma manera, García et al. (2012) y Azevedo et al. (2012) confirmaron en Latinoamérica que una mejor educación disminuye las probabilidades de embarazo adolescente. Algo parecido vio Piawpongpakawat (2013) en Tailandia, donde el 16% de los embarazos eran de adolescentes, la mayoría sin educación secundaria terminada. Aunque el 75% sabía sobre métodos anticonceptivos, solo el 67% los usaba bien, lo que deja ver una brecha grande entre saber y realmente hacer. Mientras que, desde la perspectiva del capital social, Sampson (2012) encontró que los barrios con mucha gente y poco capital social tienen tasas de embarazo adolescente más altas, ya que las redes de apoyo y la supervisión social son más débiles.

Finalmente, Kane et al. (2013) en Estados Unidos y Contreras y González (2015) en Chile encontraron que, a mayor nivel educativo, menor es la probabilidad de embarazo adolescente. Pero Blunch (2017) mostró que esa relación puede desaparecer si se incluyen variables como el dominio del idioma, lo que apunta a que el capital humano es todavía más complejo de lo que parece. En el plano internacional, Singh et al. (2017) concluyeron que permitir acceso universal a anticonceptivos y brindar educación sexual integral desde las políticas públicas logra una reducción clara en las tasas de embarazo.

Perspectiva latinoamericana y ecuatoriana

Centrándose en América Latina, Cáceres et al. (2010) y Blanc et al. (2016) confirmaron que invertir en educación y terminar la secundaria reduce los embarazos adolescentes y abre mejores oportunidades laborales para el futuro. Por otro lado, Donkor y Lariba (2017) sostienen que la educación sexual formal puede aumentar la curiosidad de los jóvenes, por lo que defienden que la información debe ser transmitida directamente solo por padres, escuelas y líderes religiosos para evitar confusiones.

Ya en Ecuador, que es el tema central de este trabajo, Mendoza y Fernández (2018) encontraron que las adolescentes que terminaron la secundaria tienen muchas menos probabilidades de quedar embarazadas. Por eso recomiendan políticas que apoyen la educación permanente y los programas de educación sexual integral. Mirando las diferencias regionales dentro del país, Rodríguez y Fernández (2018) analizaron la situación en zonas rurales desde un enfoque cualitativo y vieron que ahí las adolescentes enfrentan trabas como falta de infraestructura, escasez de personal capacitado y obstáculos culturales, lo que se traduce en tasas más altas de embarazo.

En Ecuador, diversos estudios han analizado los factores personales y socioeconómicos del embarazo adolescente mediante modelos logit o probit con datos de la ENSANUT. Investigaciones como las de Pérez Arrobo (2016) y Cadena Mosquera (2019) identifican riesgos asociados a la edad, el nivel educativo y el uso de anticonceptivos, así como diferencias urbano-rurales. López et al. (2023) y Andrade Tafur y Benavides Pozo (2024) profundizan en barreras socioeconómicas y de acceso, mientras que Ortiz y Carrillo (2021) destacan el papel de la educación, condicionado a la superación de obstáculos económicos, culturales y geográficos. No obstante, la mayoría de estos trabajos se centran en análisis individuales y no incorporan un enfoque multinivel que integre factores personales y provinciales, evidenciando una brecha metodológica en la literatura nacional.

Análisis multinivel y factores contextuales

Para sustentar el enfoque metodológico de esta investigación, Frick y Rodríguez-Pose (2018) estudiaron la concentración urbana y el crecimiento económico. Ellos vieron que el efecto de estos factores cambia según el contexto ya que, en países desarrollados, la concentración urbana impulsa el crecimiento, pero en países en desarrollo, el beneficio no es tan evidente. Esta diferencia demuestra por qué hay que analizar factores muy concretos en el caso ecuatoriano, donde la concentración urbana tiene mucho peso porque determina el acceso a recursos que son clave para el desarrollo humano. Por eso se justifica un análisis multinivel por provincia para ver cómo las características propias de cada una afectan la probabilidad de embarazo adolescente.

Implicaciones y consecuencias

Vale la pena revisar las consecuencias asociadas al embarazo en la adolescencia, según la literatura. Venegas y Valles (2019) señalan que las jóvenes embarazadas suelen renunciar a su libertad, asumir responsabilidades de forma anticipada y distanciarse de sus amigos, lo que limita su desarrollo personal y profesional. En la misma línea, Mohr et al. (2019) concluyeron que el embarazo obstaculiza el crecimiento académico y laboral, y reduce la posibilidad de fortalecer el capital humano, especialmente en países de ingresos medios y bajos.

En el ámbito regional, Martínez et al. (2020) revisaron estudios en América Latina y señalaron que las altas tasas de embarazo adolescente suelen relacionarse con la falta de educación sexual temprana. Por su parte, Celhay et al. (2020) aportaron evidencia directa al demostrar que los cierres repentinos de escuelas en Chile incrementaron los embarazos adolescentes entre un 1,5% y un 5%. Esto evidencia que la escuela no solo cumple una función educativa, sino que también actúa como espacio de apoyo social y de formación de capital humano.

Mirando las consecuencias más amplias, Morgan et al. (2022) mostraron que ser madre en la adolescencia frena el desarrollo del capital humano, en donde se tiene que el 79% de las chicas que dejan la escuela después de un embarazo lo hacen por el estigma y porque la maternidad cambia sus prioridades. Ya hacia un enfoque más global, Boutayeb (2023) fue más allá y estudió a adolescentes de diez países distintos. Donde encontró que quienes vienen de grupos marginados o en desventaja tienen más probabilidades de quedar embarazadas, mientras que Moshi y Tilisho (2023) sumaron otro par de factores al análisis, como los abusos sexuales y la presión de pares, que también influyen.

3. MATERIALES Y MÉTODOS

Fuentes de datos y variables

Los datos empleados provienen de la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (ENSANUT, 2019) y de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU, 2019), y el estudio consideró el embarazo adolescente como variable dependiente dicotómica en mujeres de 10 a 20 años, siguiendo los precedentes de Moore et al. (1986) y Mendoza y Fernández (2018). La variable independiente principal fue el nivel de escolaridad en años aprobados, seleccionada porque la evidencia empírica indica que la educación reduce significativamente la probabilidad de embarazo adolescente (Biddlecom et al., 2007).

En cuanto a las variables de nivel 1, correspondientes a las características individuales, se incluyeron el área de residencia para capturar diferencias en el acceso a servicios de salud (Bruce y Clark, 2004), la edad para ajustar la probabilidad dentro del rango estudiado, el acceso a información sobre sexualidad y métodos anticonceptivos por su efecto documentado en la reducción de embarazos adolescentes (Donkor y Lariba, 2017), y la etnia para considerar desigualdades culturales y sociales.

Las variables de nivel 2, correspondientes al contexto provincial, incluyeron la tasa de desempleo como indicador de oportunidades económicas locales, el índice de GINI para capturar la desigualdad de ingresos, el potencial de mercado y el índice de Herfindahl Hirschman como medida de concentración poblacional, todas seleccionadas por su relevancia en la literatura sobre condiciones socioeconómicas territoriales (Kearney y Levine, 2012), tal como se detalla en la Tabla 1.

Tabla 1

Descripción de las variables

Variables del nivel 1				
Tipo de variable	Variable	Notación	Unidad de medida	Descripción
Dependiente	Embarazo adolescente	Y	0-1	1=embarazo entre 10-20 años; 0=sin embarazo.
Independiente	Nivel de escolaridad	ES	Años	Años aprobados de educación formal.
Control	Área de residencia	AR	0-1	0=rural; 1=urbana.
Control	Edad	ED	Años	Rango: 10-20 años.
Control	Información sobre sexualidad	SX	0-1	1=recibió información; 0=no recibió.
Control	Información sobre métodos anticonceptivos	AN	0-1	1=recibió información; 0=no recibió.
Control	Etnia	ET	0-1	0=blanco/mestizo; 1=indígena/afroecuatoriano/montubio
Variables del nivel 2				
Variable		Notación	Unidad de medida	Descripción
Tasa de desempleo		TDESM	Tasa	Porcentaje de la población económicamente activa desempleada.
Índice de GINI		GINI	0-1	Desigualdad en distribución de ingresos.
Potencial de mercado		LPDM	Logaritmo	Demanda potencial de bienes/servicios.
Índice de Herfindahl Hirschman		HHI	0-1	Concentración poblacional/urbanización

Nota: Autores con base ENSANUT (2019) y ENEMDU (2019)

Estrategia analítica

Análisis descriptivo

Se implementó un análisis estadístico descriptivo mediante la combinación de herramientas visuales y estadísticas. Los gráficos cruzados de barras facilitaron la visualización comparativa del embarazo en diferentes niveles educativos y su interrelación con factores socioeconómicos relevantes. Complementariamente, se emplearon estadísticos no paramétricos y tablas de contingencia para examinar el grado de asociación entre variables, considerando su naturaleza cualitativa.

Para validar los resultados de asociación, se aplicó la prueba de chi-cuadrado y se calculó el coeficiente V de Cramer, que mide la fuerza de asociación entre variables categóricas. Este análisis específico requirió recodificar el nivel de escolaridad en categorías ordinales (ninguno/alfabetización, básica, media y superior), manteniendo la variable continua para los análisis subsecuentes. El coeficiente V de Cramer se calculó mediante la siguiente expresión.

$$V = \sqrt{\frac{X^2}{n * \min(k - 1, r - 1)}} \quad (1)$$

Donde X^2 representa la estadística chi-cuadrado, n el tamaño muestral, r el número de categorías de la variable dependiente y k las categorías de la variable independiente.

Modelación de elección discreta

Dada la naturaleza dicotómica de la variable dependiente, se implementó un modelo probabilístico probit, reconocido por su idoneidad para analizar variables binarias (Wooldridge, 2010). Este modelo utiliza la función de distribución acumulativa normal estándar, estableciendo probabilidades entre 0 y 1 y capturando relaciones no lineales entre predictores y el evento de interés, cuya especificación general es:

$$\Pr(Y=1|X) = \Phi(X\beta) \quad (2)$$

Con Φ como la denotación de la función de distribución acumulada de la normal estándar, Y la variable embarazo adolescente, X el vector de variables explicativas y β los coeficientes estimados.

Dado que los coeficientes del modelo probit solo indican la dirección de las relaciones, se calcularon efectos marginales para cuantificar el impacto de cada variable sobre la probabilidad de embarazo. Los efectos marginales se derivan como:

$$\frac{\partial P(Y_i = 1 | X_i)}{\partial X_{ij}} = \phi(X_i\beta) \beta_j \quad (3)$$

En este caso Φ representa la función de densidad de la normal estándar, indicando cómo variaciones unitarias en X_{ij} modifican la probabilidad de $Y=1$, manteniendo constantes las demás variables. La especificación completa del modelo incorporó las variables de control mencionadas:

$$\Pr(Y=1|X) = \Phi(\alpha + X\beta_i + \varepsilon_i) \quad (4)$$

Siendo que α es el intercepto, ε_i el término de error y el subíndice i denota observaciones individuales.

Modelo jerárquico multinivel

El reconocimiento de que el embarazo adolescente responde tanto a características individuales como a factores contextuales provinciales motivó la implementación de un modelo probit jerárquico de dos niveles. Esta aproximación metodológica reconoce explícitamente la estructura anidada de los datos, donde las observaciones individuales se agrupan dentro de provincias, y permite estimar simultáneamente efectos individuales y territoriales (Fory y Olivera, 2020). El primer nivel del modelo especifica la probabilidad individual:

$$\Pr(Y_{ij}=1|X) = \beta_0 + \beta_1 X_{ij} + \mu_j + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

De modo en que Y_{ij} representa el embarazo adolescente para el individuo i en la provincia j , X_{ij} son las características individuales, μ_j captura la variabilidad entre provincias y ε_{ij} es el error individual. El segundo nivel modela la variabilidad interprovincial:

$$\mu_j = \gamma_0 + \delta Z_j + v_j \quad (6)$$

Expresando que Z_j representa las características socioeconómicas provinciales, γ_0 es el intercepto de segundo nivel v_j el error aleatorio provincial. La integración de ambos niveles produce el modelo completo:

$$\Pr(Y_{ij}=1|X) = (\beta_0 + \gamma_0) + \beta_1 X_{ij} + \delta Z_j + \varepsilon_{ij} + v_j \quad (7)$$

Este modelo multinivel permite descomponer la varianza total en componentes individuales y provinciales, identificando cómo factores contextuales como urbanización y desigualdad moderan la influencia de características individuales como la escolaridad. Los efectos marginales calculados a partir de este modelo cuantifican el impacto diferenciado de la escolaridad según el contexto provincial, proporciona evidencia para políticas territorialmente diferenciadas.

La estimación de todos los modelos se realizó mediante máxima verosimilitud, y los efectos marginales se calcularon en los valores medios de las variables explicativas. Los resultados se presentan mediante representaciones gráficas que facilitan la interpretación de las relaciones causales y permiten visualizar cómo incrementos unitarios en escolaridad modifican la probabilidad de embarazo adolescente en diferentes contextos territoriales.

4. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En la Tabla 2 se muestra el análisis descriptivo basado en 16.029 casos, cuyos resultados indican que casi el 15,8% de adolescentes ecuatorianas vivieron un embarazo en 2019. Esta cifra se parece mucho a la reportada por Piampongpakawat (2013) en Tailandia, con un 16%. Todo esto apunta a que el problema atraviesa límites geográficos y culturales y, lejos de ser solo un asunto local, se presenta como una cuestión global que necesita atención constante.

Tabla 2

Estadísticos descriptivos

Variable	Observaciones	Media	Desviación estándar	Min	Max
Variabes de nivel 1					
Embarazo adolescente	16.029	0,1579637	0,3647183	0	1
Nivel de escolaridad	16.029	12,49342	2,998154	0	21

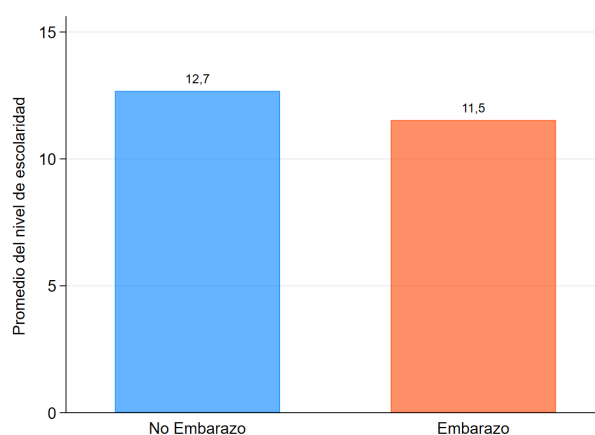
Área	16.029	0,572712	0,4947002	0	1
Edad	16.029	14,95096	3,111755	10	20
Información sexualidad	16.029	0,635598	0,4812771	0	1
Información anticonceptivos	16.029	0,7265581	0,4457396	0	1
Etnia	16.029	0,2476761	0,4316761	0	1
Variables de nivel 2					
Tasa de desempleo	16.029	3,387596	2,116554	1,21596	10,1861
Índice de GINI	16.029	0,4263426	0,0505233	,3237998	,503509
Potencial de mercado	16.029	12,38974	1,377254	8,766218	15,2067
Índice de HHI	16.029	0,0362936	0,0189716	,0043245	,059605

Nota. Autores (2026)

La Figura 1 ilustra la relación entre escolaridad y embarazo adolescente, revelando patrones diferenciados significativos: las adolescentes sin embarazo alcanzan un promedio de 12,7 años de escolaridad, mientras que aquellas con embarazo registran 11,5 años, evidenciando una brecha de 1,2 años. Esta asociación negativa corrobora las conclusiones de Kiernan y Smith (2003) y García et al. (2012) sobre el rol protector de la permanencia en el sistema educativo, y se alinea con los hallazgos de Kane et al. (2013) respecto a cómo las limitaciones educativas perpetúan ciclos de vulnerabilidad socioeconómica.

Figura 1

Promedio de años de escolaridad según presencia de embarazo adolescente



Nota. Autores (2026)

La prueba de chi-cuadrado confirmó la asociación estadísticamente significativa entre nivel de instrucción y embarazo. En la Tabla 3 se presenta la contingencia entre el embarazo adolescente y el nivel de instrucción. Sin embargo, el coeficiente V de Cramer de 0,227 indica una relación moderada, sugiriendo que, aunque la educación actúa como factor protector, coexisten otros determinantes contextuales relevantes. Como señala Blunch (2017), la escolarización insuficiente no solo refleja limitaciones económicas, sino que constituye síntoma de inequidades estructurales más amplias que perpetúan exclusión social.

Tabla 3*Contingencia entre embarazo adolescente y nivel de instrucción*

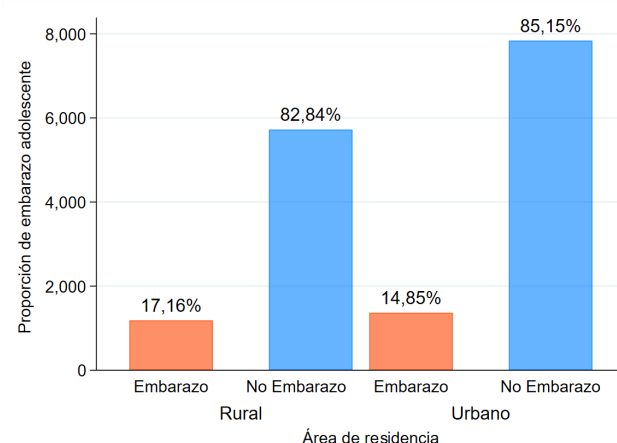
Embarazo	Nivel de Instrucción				Total
	Ninguno/Alfab.	Basica	Media	Superior	
No	21	8.941	4.093	442	13.497
Si	16	930	1.495	91	2.532
Total	37	9.871	5.588	533	16.029

Pearson $\chi^2=832,66$; $p<0,001$.

Nota. Autores (2026)

Disparidades territoriales y étnicas

El cuanto a la Figura 2 el análisis territorial revela tasas de embarazo significativamente superiores en áreas rurales del 17,16% frente a urbanas del 14,85%, evidenciando desigualdades estructurales profundas. Estos resultados respaldan las investigaciones de Rodríguez y Fernández (2018) y Singh et al. (2017), quienes documentan cómo las limitaciones de infraestructura, combinadas con barreras culturales en comunidades rurales, restringen el acceso a servicios de salud sexual y educación reproductiva.

Figura 2*Proporción de embarazo adolescente según área de residencia*

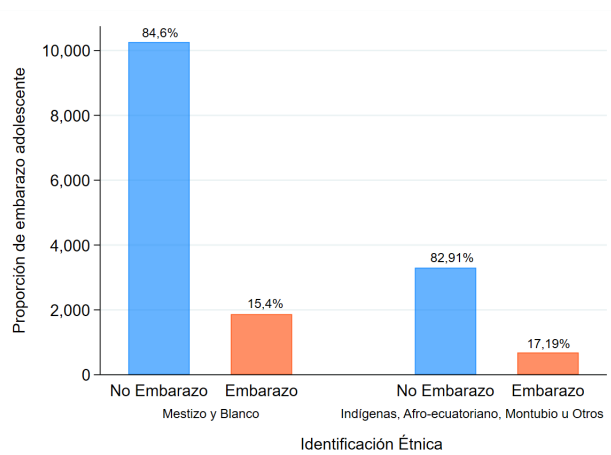
Nota. Autores (2026)

En la Figura 3, las diferencias según el grupo étnico también llaman la atención: la tasa llega al 17,2% entre adolescentes indígenas, afroecuatorianas y montubias, frente al 15,4% en mestizas y blancas. En este sentido, Ortiz y Carrillo (2021) señalan que estas jóvenes suelen toparse con barreras habituales, desde discriminación institucional hasta la falta de programas que realmente tomen en cuenta sus contextos culturales, lo que deja a la vista desigualdades que siguen sin resolverse.

Un dato que sorprende y rompe expectativas sale a la luz al analizar el vínculo entre el acceso a información y el embarazo adolescente. Según la Figura 4, entre quienes no recibieron información sobre sexualidad, el 88,47% no tuvo embarazo, mientras que el 11,53% sí pasó por esa experiencia. Contrariamente, entre quienes recibieron información sexual, el 81,7% no experimentó embarazo mientras que el 18,3% sí, evidenciando una diferencia de 6,8 puntos porcentuales que sugiere mayor incidencia de embarazo entre adolescentes informadas.

Figura 3

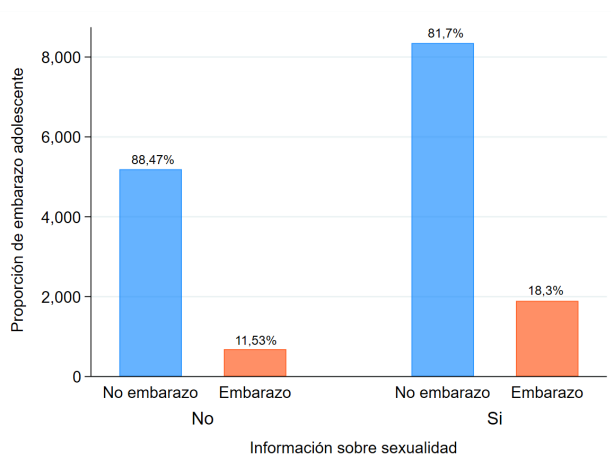
Proporción de embarazo adolescente según su identificación étnica



Nota. Autores (2026)

Figura 4

Proporción de embarazo adolescente según la información sobre sexualidad



Nota. Autores (2026)

Esta aparente paradoja se intensifica al examinar información sobre métodos anticonceptivos de la Figura 5. Entre adolescentes sin dicha información, el 94,21% no experimentó embarazo versus 5,79% que sí, mientras que entre quienes recibieron información anticonceptiva, el 80,37% no experimentó embarazo frente a 19,63% que sí, revelando una diferencia sustancial de 13,8 puntos porcentuales.

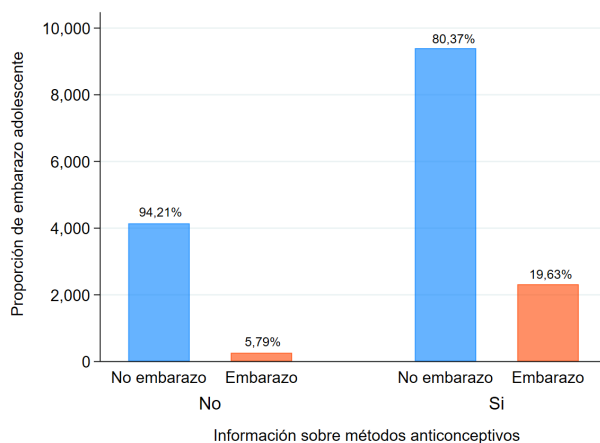
Estos hallazgos difieren de Blanc et al. (2016), quienes sostienen que mayor acceso a información sexual reduce el embarazo adolescente. Sin embargo, factores contextuales pueden explicar la discrepancia, según Donkor y Lariba (2017), la educación sexual sin medidas complementarias no necesariamente disminuye la incidencia, ya que suele aplicarse en zonas de alta prevalencia como respuesta reactiva. Asimismo, condiciones socioeconómicas no consideradas pueden concentrar la información en poblaciones ya vulnerables, dificultando conclusiones directas.

Este patrón pone en evidencia algo que Biddlecom et al. (2007) ya habían mencionado: conocer los hechos no basta para traducir ese conocimiento en acciones reales de protección en salud reproductiva. Las barreras sociales, el estigma cultural o una educación incompleta terminan trabando ese salto entre saber y hacer.

A nivel provincial, el índice de Gini moderado refleja desigualdades estructurales que, según Krugman (1991), tienden a perpetuarse por efectos de aglomeración. El bajo HHI indica que Ecuador no ha desarrollado patrones de centralización intensiva como los observados por Henderson (2003). El alto potencial de mercado promedio (12,39), junto con limitada aglomeración urbana, coincide con lo planteado por Frick y Rodríguez-Pose (2018) sobre la menor evidencia de beneficios de concentración urbana en países en desarrollo.

Figura 5

Proporción de embarazo adolescente por información sobre métodos anticonceptivos



Nota. Autores (2026)

El modelo probit señala que cada año extra de estudio reduce la probabilidad de embarazo adolescente en un 3,61%, lo que reafirma la idea de Cáceres et al. (2010) sobre el efecto protector de la educación. En la Tabla 4 se presentan los efectos marginales estimados del modelo probit, en concordancia con estos resultados. Según estos autores, pasar por la escuela no solo demora el inicio de la vida sexual, también mejora la capacidad de tomar decisiones informadas sobre salud reproductiva.

Aun así, el modelo muestra un término cuadrático positivo y estadísticamente significativo de 0,166%, lo que apunta a rendimientos decrecientes en los que el beneficio protector de la escolaridad pierde fuerza en niveles educativos más avanzados. Azevedo et al. (2012) recalcan que este fenómeno obliga a mirar más allá de la cantidad de años cursados, ya que la calidad de la educación y el entorno sociocultural también influyen a la hora de entender esta problemática.

Tabla 4

Efectos marginales del modelo probit

Variab	Modelo 7
Nivel de escolaridad	-0,0361*** (0,00712)
Escolaridad ^ 2	0,00166*** (0,000288)
Área	-0,0286*** (0,00501)
Edad	0,0660*** (0,000957)
Información sexualidad	-0,0387***

	(0,00619)
Información anticonceptivos	0,0199**
	(0,00848)
Etnia	0,0140**
	(0,00570)
Observaciones	16.029

Nota. Autores (2026)

La residencia urbana reduce la probabilidad en 2,86%, dado que estos entornos ofrecen mayor acceso a servicios de salud y mejores oportunidades educativas y laborales, mientras que en zonas rurales persisten barreras que amplían las brechas sociales, según Venegas y Valles (2019). Estos resultados coinciden con López et al. (2023) y Andrade Tafur y Benavides Pozo (2024), quienes señalan que el nivel educativo, la zona de residencia y el acceso a servicios de salud reproductiva influyen considerablemente en el riesgo, aunque a diferencia de esos estudios, este incorpora un enfoque multinivel que permite analizar simultáneamente los efectos individuales y provinciales.

A medida que aumenta la edad, la probabilidad crece un 6,60% por año, aunque contar con información sobre sexualidad la reduce en 3,87%, confirmando la eficacia de los programas de educación sexual integral señalados por Kirby (2007). Paradójicamente, conocer métodos anticonceptivos incrementa la probabilidad en 2%, lo que Biddlecom et al. (2007) explican por la brecha entre el conocimiento y su uso efectivo debido a barreras culturales y sociales.

Pertenecer a una minoría étnica eleva la probabilidad en 1,40%, reflejando desigualdades estructurales asociadas a normas culturales restrictivas y limitadas oportunidades, según Boutayeb (2023). Finalmente, el modelo probit jerárquico muestra que la escolaridad reduce el riesgo en 3,4%, aunque su efecto disminuye en niveles educativos más altos, en línea con la teoría del capital humano aplicada a la salud reproductiva. En la Tabla 5 se presentan los efectos marginales del modelo multinivel.

Tabla 5

Efectos marginales del modelo multinivel

Variable	dy/dx	Error Est.	z	p-valor
Nivel individual				
Nivel de escolaridad	-0,034	0,007	-4,8	<0,001
Escolaridad ^ 2	0,002	0	5,56	<0,001
Área	-0,037	0,006	-6,3	<0,001
Edad	0,064	0,002	36,22	<0,001
Información sexualidad	-0,036	0,007	-5,58	<0,001
Información anticonceptivos	0,016	0,009	1,8	0,072
Etnia	0,016	0,009	1,71	0,087
Nivel provincial				
Tasa de desempleo	0,005	0,003	1,6	0,111
Índice de Gini	-0,03	0,165	-0,18	0,856
Potencial de mercado	0,006	0,007	0,92	0,355
Índice HHI	0,592	0,332	1,78	0,075

Nota. Autores (2026)

Pertenecer a una minoría étnica mantiene un efecto marginalmente significativo de 1,6%, en concordancia con Were (2007), quien destaca la influencia de tradiciones culturales y barreras estructurales. Asimismo, el índice HHI provincial muestra un efecto de 59,2%, consistente con Sampson (2012) y Krugman (1991), lo que indica que la concentración poblacional y económica incide en la salud reproductiva y que una mayor diversificación económica podría proteger a las adolescentes más vulnerables.

En contraste, las variables macroeconómicas provinciales no evidenciaron efectos significativos. A diferencia de ciertas teorías, en Ecuador predominan los factores personales y estructurales locales sobre los indicadores económicos agregados, lo que respalda parcialmente el enfoque de Kearney y Levine (2012), aunque sin un papel central del desempleo.

Implicaciones y limitaciones

Los resultados evidencian que el embarazo adolescente en Ecuador es un fenómeno donde interactúan factores individuales y territoriales. La educación actúa como factor protector, aunque con rendimientos decrecientes, lo que sugiere que no solo importa el acceso, sino también la calidad. La brecha entre conocimiento y uso de anticonceptivos indica la necesidad de intervenciones que superen barreras prácticas y culturales. Asimismo, las diferencias provinciales y étnicas demandan políticas con enfoque local y cultural.

Como limitación, el diseño transversal impide establecer causalidad plena, aunque la coherencia con estudios previos respalda los hallazgos. Además, la ausencia de variables como calidad educativa, capital social y normas de género limita la comprensión de los mecanismos subyacentes. Futuros estudios deberían adoptar enfoques longitudinales e incorporar un mayor número de variables contextuales para identificar trayectorias causales y orientar políticas más precisas.

5. CONCLUSIONES

Los resultados revelan que el 15,8% de las adolescentes experimentaron embarazo, evidenciando desigualdades significativas: una brecha educativa de 1,2 años entre adolescentes embarazadas y no embarazadas, tasas más elevadas en áreas rurales de 17,2% versus urbanas de 14,8%, y mayor incidencia en comunidades indígenas, afroecuatorianas y montubias de un 17,2% frente a poblaciones mestizas y blancas con un 15,4%.

El modelo probit respalda que cada año extra de estudio baja en 3,61% la probabilidad de embarazo adolescente. El efecto de la educación es más fuerte en los niveles básicos y medios. Vivir en zona urbana reduce la probabilidad en 2,86%, mientras que pertenecer a una minoría étnica la sube en 1,40%. Estos resultados van en línea con la teoría del capital humano ligada a decisiones de salud reproductiva.

Un resultado relevante es que el conocimiento sobre métodos anticonceptivos en realidad sube la probabilidad de embarazo en 1,99%, mientras que información sobre sexualidad la disminuye en 3,87%. Esto muestra una brecha importante entre conocer la teoría y su aplicación en la práctica debido a que tener información, sin apoyo más completo, no basta. El modelo multinivel añade que altas concentraciones poblacionales y económicas (medidas por el índice HHI) disparan la probabilidad en un 59,2%. La centralización parece complicar aún más el acceso a servicios en zonas periféricas. Las variables económicas a nivel provincial no tuvieron peso, lo que apunta a que los factores locales y estructurales importan más. Entre las limitaciones, está que el estudio es transversal y, por eso, no permite concluir causalidad. También faltaron datos sobre calidad de la educación y capital social. Hacen falta estudios longitudinales para poder captar efectos causales de forma más sólida.

Desde la evidencia, toca pensar en políticas ajustadas tanto a la situación de cada persona como al contexto más amplio. Cada año de escuela que se suma ayuda a bajar el riesgo, por lo que se recomienda apostar por programas de retención escolar con becas y mentoría sobre todo en zonas rurales y para grupos étnicos vulnerables, centrándose especialmente en la educación básica y media, donde el impacto protector es mayor.

La paradoja sobre el conocimiento anticonceptivo apunta a que informar no es suficiente. Hace falta reformular los programas educativos, enfocándolos en el desarrollo de habilidades prácticas como negociar, tomar decisiones o fortalecer la autoeficacia. De esta forma, resulta importante involucrar a las familias mediante capacitaciones que mejoren el diálogo sobre salud reproductiva y garanticen el acceso gratuito y confidencial a anticonceptivos.

Cabe recalcar que, el hecho de que la urbanización concentre el riesgo en zonas periféricas exige respuestas específicas, como el despliegue de unidades móviles de salud sexual en provincias poco urbanizadas y la adaptación de la comunicación para que conecte culturalmente y haga más natural abordar el tema. De igual manera, para cerrar la brecha étnica, es fundamental construir programas junto a las comunidades indígenas, afroecuatorianas y montubias, utilizando materiales en lenguas ancestrales y asegurando una adecuada orientación intercultural.

Finalmente, es clave implementar sistemas de monitoreo a largo plazo que permitan evaluar el impacto de estas intervenciones, así como conformar comisiones intersectoriales estables (Educación, Salud, Inclusión Social) con fondos protegidos que respalden la continuidad de los proyectos.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Andrade Tafur, E. E. y Benavides Pozo, L. d. R. (2024). *Determinantes de la salud y embarazo adolescente en el año 2018*. (Tesis de la maestría en Epidemiología para la salud pública). <https://repositorio.puce.edu.ec/items/b94d08fe-46b4-47b0-86ce-ab8e51ebac40>
- Azevedo, J., Favara, M., Haddock, S. E., Lopez, L. F., Müller, M. y Perova, E. (2012). *Teenage pregnancy and opportunities in Latin America and the Caribbean: On teenage fertility decisions, poverty and economic achievement*. World Bank. <https://doi.org/10.1596/16978>
- Becker, G. S. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis with special reference to education*, First edition. NBER. <https://www.nber.org/books-and-chapters/human-capital-theoretical-and-empirical-analysis-special-reference-education-first-edition>
- Biddlecom, A. E., Munthali, A., Singh, S. y Woog, V. (2007). Adolescents' views of and preferences for sexual and reproductive health services in Burkina Faso, Ghana, Malawi and Uganda. *African Journal of Reproductive Health*. <https://pmc.ncbi.nlm.nih.gov/articles/PMC2367115/>
- Blanc, A., Way, A. y Sadruddin, S. (2016). Adolescent pregnancy and fertility in Latin America: What do we know and what are the policy options? *International Perspectives on Sexual and Reproductive Health*, 42(3), 155-164.
- Blunch, N. (2017). Una adolescente enamorada: capital humano multidimensional y embarazo adolescente en Ghana. *The Journal of Development Studies*, 54, 557-573.
- Boutayeb, A. (2023). Social determinants of health and adolescent childbearing in WHO Eastern Mediterranean countries. *International Journal For Equity In Health*, 22(1), 78. <https://doi.org/10.1186/s12939-023-01861-2>
- Bruce, J. y Clark, S. (2004). The implications of early marriage for HIV / AIDS policy. *Population Council*. https://knowledgecommons.popcouncil.org/departments_sbsr-pgy/1456/
- Cáceres, C. F., Cueto, S. y León, J. (2010). Adolescent pregnancy in latin america: The case of Peru. *International Family Planning Perspectives*, 36(1), 26-32.
- Cadena Mosquera, D. N. (2019). Valoración de la mortalidad materna en mujeres de la Sierra rural: una tragedia evitable [Tesis de maestría, Universidad San Francisco de Quito]. Repositorio USFQ. <http://repositorio.usfq.edu.ec/handle/23000/8381>
- Celhay, P., Depetris-Chauvín, E. y Riquelme, C. (2020). Cuando una huelga golpea dos veces: movilizaciones estudiantiles masivas y embarazo adolescente en Chile. *Economía del desarrollo: estudios regionales y nacionales eJournal*. <https://doi.org/10.24275/uam/izt/dcsh/polis/2019v15n2/Penaglia>
- Combes, P. P. (2008). *Economic geography: The integration of regions and nations*. Princeton University Press. <https://doi.org/10.2307/j.ctvc4h9k>
- Contreras, D. y González, M. (2015). Impact of education on adolescent health: Evidence from Chile. *Journal of Health Economics*, 40, 145-157. <https://www.iza.org/publications/dp/8072/the-impact-of-adolescent-motherhood-on-education-in-chile>
- Donkor, A. K. y Lariba, A. L. (2017). The impact of sex education on teenage pregnancy in basic schools of Bawku municipal district in Ghana. *JPBI (Jurnal Pendidikan Biologi Indonesia)*, 3(3), 214-221. <https://doi.org/10.22219/jpbi.v3i3.4915>
- Duranton, G. y Puga, D. (2004). Micro-foundations of urban agglomeration economies. En V. Henderson y J. F. Thisse (Eds.), *Handbook of regional and urban economics* (4, pp. 2063-2117). Elsevier.
- Easterlin, R. A. (1975) An economic framework for fertility analysis. *Studies in family planning*, 6, 54-63. <https://doi.org/10.2307/1964934>
- Elder, G. H. (1974). *Children of the great depression*. University of Chicago Press. <https://doi.org/10.4324/9780429501739>
- Encuesta nacional de empleo, desempleo y subempleo (ENEMDU). (2019). *Instituto Nacional de Estadística y Censos INEC*. <https://www.ecuadorencifras.gob.ec/enemdu-diciembre-2019/m>

- Encuesta nacional de salud y nutrición (ENSANUT). (2019). *Instituto Nacional de Estadísticas y Censos INEC*. <https://www.ecuadorencifras.gob.ec/encuesta-nacional-de-salud-y-nutricion-ensanut-2019/>
- Fory, J. A. y Olivera, M. J. (2020). Caracterización de la población gestante adolescente atendida en el Hospital Militar Central de Bogotá D.C., *Colombia. 2012-2015*. <https://doi.org/10.15446/revfacmed.v68n2.70818>
- Frick, S. A. y Rodríguez-Pose, A. (2018). Change in urban concentration and economic growth. *World Development*, 105, 156–170. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.12.034>
- García, D., Puschel, K. y Soto, G. (2012). Family intervention to control childhood asthma and obesity in three pediatric practices in Santiago, Chile: a randomized controlled trial. *Family Practice*. <https://doi.org/10.3399/bjgp12X630098>
- Grossman, M. (1972). *The demand for health: A theoretical and empirical investigation*. National Bureau of Economic Research. <https://dokumen.pub/the-demand-for-health-a-theoretical-and-empirical-investigation-9780231544528.html>
- Henderson, V. (2003). The urbanization process and economic growth: The So-What Question. *Journal Of Economic Growth*, 8(1), 47-71. <https://doi.org/10.1023/a:1022860800744>
- Kane, T. J., Rouse, C. E. y Staiger, D. (2013). Estimating returns to schooling when schooling is misreported. *National Bureau of Economic Research*. <https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/7235.html>
- Kearney, M. y Levine, P. (2012). Why is the teen birth rate in the united states so high and why does It matter? *The Journal Of Economic Perspectives*, 26(2), 141-166. <https://doi.org/10.1257/jep.26.2.141>
- Kiernan, K. y Smith, K. (2003). Unmarried parenthood: new insights from the Millennium Cohort Study. *Population trends*, (114), 26–33. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/14730813/>
- Kirby, D. (2007). Respuestas emergentes: Resultados de investigaciones sobre programas para reducir el embarazo adolescente y las enfermedades de transmisión sexual. *Campaña nacional para prevenir el embarazo adolescente y no planificado*. 40(3), 206-217.
- Krugman, P. (1991) Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, 99, 483-499. <https://doi.org/10.1086/261763>
- López, M., Paucar, M. J., Vega, M., Izurieta, D., Acosta, H., Simancas-Racines, D. y Angamarca, J. (2023). Factores asociados al embarazo adolescente en Ecuador y el rol del primer nivel de atención en salud: Un análisis a partir del instrumento ENSANUT 2018. *Práctica Familiar Rural*, 8(3). <https://doi.org/10.16921/pfr.v8i3.295>
- Marmot, M. y Wilkinson, R. (2005). Determinantes sociales de la salud. *Oxford University Press*. <https://doi.org/10.1093/ije/dyl121>
- Martínez, E. A., Montero, G. I. y Zambrano, R. M. (2020). El embarazo adolescente como un problema de salud pública en Latinoamérica. *ESPACIOS*, 41(47), 1-10. <https://doi.org/10.48082/espacios-a20v41n47p01>
- Mendoza, J. y Fernández, V. (2018). Educational attainment and teenage pregnancy in Ecuador: A probit model approach. *Revista Ecuatoriana de Sociología*, 34(2), 212-230.
- Miquilena, M. y Lara, E. (2021). *Deserción escolar a causa del embarazo adolescente*. CAF. <https://www.caf.com/es/blog/desercion-escolar-a-causa-del-embarazo-adolescente/>
- Mohr, R., Carbajal, J. y Sharma, B. B. (2019). *The Influence of educational attainment on teenage pregnancy in low-income countries: A Systematic Literature Review*. *Journal of Social Work in the Global Community*, 4(1), 19–31. <https://doi.org/10.5590/JSWGC.2019.04.1.02>
- Moore, K., Peterson, J. y Furstenberg, F. (1986). Actitudes de los padres y aparición de actividad sexual temprana. *Journal of Marriage and the Family*, 777-782.
- Morgan, A. K., Agyemang, S., Dogbey, E., Arimiyaw, A.W. y Owusu, A.F. (2022). “Éramos niñas, pero de repente nos convertimos en madres”: evaluación de los efectos de la maternidad adolescente en el rendimiento educativo de las niñas en la región del Volta. *Cogent Social Sciences*, 8. <https://doi.org/10.1186/s12978-024-01821-0>

- Moshi, F. V. y Tilisho, O. (2023). The magnitude of teenage pregnancy and its associated factors among teenagers in Dodoma Tanzania: a community-based analytical cross-sectional study. *Reproductive Health*, 20(1), 28. <https://doi.org/10.1186/s12978-022-01554-z>
- Organización mundial de la salud (OMS). (2024). Adolescent pregnancy. <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/adolescent-pregnancy>
- Organización panamericana de la salud (OPS). (2006). *Descubriendo las voces de las adolescentes: definición del empoderamiento desde la perspectiva de las adolescentes*. <https://iris.paho.org/handle/10665.2/49409>
- Ortiz, A. y Carrillo, F. (2021). Gendered perspectives on adolescent pregnancy in Ecuador: A cultural and policy framework. *Ecuadorian Journal of Social Sciences*, 11(1), 112-130.
- Pebley, A. R. y Sastry, N. (2003). *Neighborhoods, poverty and children's well-being: A review*. <https://escholarship.org/uc/item/9sx1430n>
- Pérez Arrobo, G. A. (2016). *Determinantes del embarazo adolescente en Ecuador en el periodo 2011-2013*. <https://repositorio.puce.edu.ec/items/15ac7395-00e7-4b21-8b6b-1d4a66a08dfb>
- Piawpongpakawat, A. (2013). *Factores influyentes en el embarazo adolescente y comparación entre el nivel educativo del embarazo adolescente y el embarazo normal en el hospital Pakham, provincia de Buriram*. <https://dspace.unl.edu.ec/server/api/core/bitstreams/4ad424a5-9bfc-4713-9c77-78f9d5a19050/content>
- Roca, J. D. L. y Puga, D. (2017). Learning by working in big cities. *ideas.repec.org*. <https://ideas.repec.org/a/oup/restud/v84y2017i1p106-142..html>
- Rodríguez, R. y Fernández, J. (2018). Desigualdades rurales en el acceso a servicios de salud sexual y reproductiva en Ecuador. *Revista de Salud Pública y Medicina Comunitaria*. 7(4), 90-102.
- Sampson, R. J. (2012). *Great American city: Chicago and the enduring neighborhood effect*. University of Chicago Press. <https://scispace.com/pdf/great-american-city-chicago-and-the-enduring-neighborhood-12am3i8lhl.pdf>
- Singh, S., Darroch, J. E. y Ashford, L. S. (2017). El impacto de las políticas de salud sexual y reproductiva sobre la fecundidad adolescente en los países en desarrollo. *Perspectivas internacionales sobre planificación familiar*. 33(4), 118-125.
- Venegas, M. y Valles, B. N. (2019). Factores de riesgo que inciden en el embarazo adolescente desde la perspectiva de estudiantes embarazadas. *Revista de Pediatría de Atención Primaria*, 21(83), e109-e119. https://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1139-76322019000300006
- Were, M. (2007). Determinants of teenage pregnancies: The case of busia district in Kenya. *Economics & Human Biology*, 5(2), 322-339. <https://doi.org/10.1016/j.ehb.2007.03.005>
- Wooldridge, J. M. (2010). *Introducción a la econometría: un enfoque moderno*. México: Cengage Learning Editores.

INFORMACIÓN ADICIONAL

Código JEL: I21, J13, E24, C25