



Asesorías y Tutorías para la Investigación Científica en la Educación Puig-Salabarría S.C.
José María Pino Suárez 400-2 esq a Lerdo de Tejada. Toluca, Estado de México. 7223898475
 RFC: ATI120618V12

Revista Dilemas Contemporáneos: Educación, Política y Valores.

<http://www.dilemascontemporaneoseducacionpoliticayvalores.com/>

Año: XIV Número: 1 Artículo no.:29 Período: 1 de septiembre al 31 de diciembre del 2026

TÍTULO: Desigualdad rural, ingreso agrícola y permanencia en educación media superior en México.

AUTOR:

1. Dr. Alejandro Revilla Chaviano.

RESUMEN: La permanencia en educación media superior constituye uno de los principales desafíos del sistema educativo mexicano en territorios rurales. El objetivo fue estimar el efecto del ingreso agrícola del hogar sobre la probabilidad de permanencia escolar entre jóvenes de 15 a 17 años, mediante microdatos de la ENIGH 2016–2024 y modelos Logit con errores estándar robustos y efectos fijos por año. Los resultados indican que el ingreso agrícola pierde significancia estadística al controlar por ingreso total, escolaridad parental, trabajo juvenil y estrato socioeconómico. Becas educativas, ingreso total y escolaridad parental resultaron determinantes robustos. Se concluye que la continuidad escolar rural depende más de la capacidad económica del hogar y los apoyos institucionales que del origen agropecuario del ingreso.

PALABRAS CLAVES: educación media superior, permanencia escolar, ingreso agrícola, juventud rural, desigualdad educativa.

TITLE: Rural inequality, agricultural income and retention in upper secondary education in Mexico.

AUTHOR:

1. PhD. Alejandro Revilla Chaviano.

ABSTRACT: Retention in upper secondary education is one of the main challenges facing the Mexican education system in rural areas. The objective was to estimate the effect of household agricultural income

on the probability of school retention among young people aged 15 to 17, using microdata from the 2016–2024 National Survey of Household Income and Expenditure (ENIGH) and Logit models with robust standard errors and fixed effects per year. The results indicate that agricultural income loses statistical significance when controlling for total income, parental education, youth employment, and socioeconomic status. Educational scholarships, total income, and parental education proved to be robust determinants. It is concluded that rural school retention depends more on household economic capacity and institutional support than on the agricultural origin of income.

KEY WORDS: upper secondary education, school retention, agricultural income, rural youth, educational inequality.

INTRODUCCIÓN.

La permanencia en educación media superior constituye uno de los desafíos estructurales más relevantes del sistema educativo mexicano, particularmente en territorios rurales donde convergen desigualdades de ingreso, rezago territorial, dispersión poblacional y limitada diversificación productiva. Aunque en las últimas décadas México ha ampliado la cobertura educativa en el nivel medio superior, persisten brechas significativas, en conclusión, continuidad y trayectorias escolares entre zonas urbanas y rurales.

De acuerdo con la OECD (2023), el país mantiene rezagos respecto al promedio de las economías miembros en indicadores asociados a culminación oportuna y transición educativa, situación que se profundiza en contextos de vulnerabilidad territorial. La evidencia nacional confirma que los jóvenes provenientes de hogares con menores ingresos presentan mayores probabilidades de abandono escolar, fenómeno vinculado con carencias económicas, inserción laboral temprana y restricciones de acceso a infraestructura educativa y conectividad digital (INEGI, 2023; CONEVAL, 2022). La conclusión de la educación media superior no solo incrementa retornos salariales esperados, sino que también reduce la probabilidad de informalidad laboral y fortalece la movilidad social intergeneracional (OECD, 2023).

Desde la perspectiva de la economía del desarrollo, las decisiones educativas de los hogares están condicionadas por restricciones presupuestarias, expectativas de retorno a la escolaridad y costos de oportunidad asociados al tiempo de los jóvenes (Becker, 1993; Psacharopoulos & Patrinos, 2018). En contextos rurales caracterizados por mercados crediticios imperfectos y limitada cobertura institucional, las familias suelen ajustar sus decisiones de escolaridad ante variaciones del ingreso corriente o frente a choques productivos adversos. La literatura reciente ha documentado que incrementos o reducciones en el ingreso disponible modifican simultáneamente asistencia escolar, trabajo juvenil y continuidad académica (Baird, McIntosh & Özler, 2019; Nordman, Sharma & Sunder, 2022).

En este marco, los ingresos agrícolas presentan características diferenciadas respecto al ingreso asalariado urbano. Suelen estar sujetos a estacionalidad, volatilidad climática, fluctuaciones de precios y dependencia intensiva del trabajo familiar. Tales rasgos alteran los incentivos intertemporales de inversión en capital humano y pueden generar efectos ambivalentes sobre la escolaridad juvenil. Por una parte, mayores ingresos agropecuarios pueden aliviar restricciones de liquidez y facilitar el financiamiento de transporte, materiales o manutención escolar; por otra, también pueden incrementar la demanda de trabajo familiar en periodos de alta intensidad productiva, elevando el costo de oportunidad de permanecer estudiando (Nordman, Sharma & Sunder, 2022; Edmonds & Theoharides, 2021). Esta tensión resulta especialmente relevante en niveles postobligatorios como la educación media superior, donde la continuidad depende en mayor medida de decisiones económicas familiares que de la mera cobertura institucional.

En América Latina, las brechas educativas han sido asociadas de forma persistente con desigualdades productivas y transmisión intergeneracional de desventajas sociales (Neidhöfer, Serrano & Gasparini, 2018). En México, los hogares cuya principal fuente de ingreso proviene de actividades agropecuarias suelen registrar mayores niveles de pobreza multidimensional, menor diversificación ocupacional y menor acceso relativo a servicios estratégicos, lo que puede limitar la inversión sostenida en capital humano (CONEVAL, 2022). A ello se agregan los efectos rezagados de la pandemia por COVID-19, que

profundizaron pérdidas de aprendizaje y ampliaron brechas de acceso digital en múltiples zonas rurales (Schady et al., 2023; UNESCO, 2023; World Bank, 2022; Arellano-Esparza & Ortiz-Espinoza, 2022; Székely et al., 2024). En consecuencia, el ingreso agrícola no constituye únicamente una variable monetaria, sino un componente de una estructura económica más amplia que puede reforzar o mitigar procesos de exclusión educativa.

A pesar de la abundante literatura sobre pobreza, desigualdad y abandono escolar, la evidencia empírica específica para México, que examine el efecto diferencial del ingreso agrícola sobre la permanencia en educación media superior, utilizando microdatos representativos y comparables, en el tiempo continúa siendo limitada. Gran parte de los estudios disponibles se concentran en el ingreso total del hogar, el rezago escolar o cobertura educativa, sin aislar suficientemente el papel del componente agropecuario en territorios rurales.

En este contexto, la pregunta central de investigación es la siguiente: ¿cuál es el efecto marginal del ingreso agrícola del hogar sobre la probabilidad de permanencia en educación media superior de jóvenes rurales mexicanos, una vez controladas la estructura familiar, el capital educativo parental y las condiciones económicas del hogar?

Derivado de ello, el objetivo del presente estudio es estimar el efecto del ingreso agrícola del hogar sobre la probabilidad de permanencia en educación media superior de jóvenes residentes en localidades rurales de México, mediante un modelo microeconómico aplicado a microdatos armonizados de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) para el periodo 2016–2024. De manera específica, se busca identificar el efecto marginal del ingreso agrícola controlado por características sociodemográficas del hogar, nivel educativo de los padres, estructura familiar y condiciones territoriales, con el propósito de generar evidencia empírica útil para el diseño de políticas públicas que articulen desarrollo productivo rural y equidad educativa.

Con base en la literatura reciente sobre restricciones presupuestarias del hogar y decisiones educativas en contextos rurales, se plantea como hipótesis de trabajo que el ingreso agrícola del hogar ejerce un efecto estadísticamente significativo sobre la probabilidad de permanencia en educación media superior; no obstante, la relación esperada no es necesariamente unidireccional: mayores ingresos pueden facilitar la inversión en capital humano, pero también incrementar la demanda de trabajo familiar y elevar el costo de oportunidad de la asistencia escolar juvenil; en consecuencia, el signo neto del efecto será determinado empíricamente mediante la estimación econométrica correspondiente.

DESARROLLO.

La presente investigación se desarrolló bajo un enfoque cuantitativo, no experimental y de alcance explicativo, orientado a identificar los factores asociados con la permanencia en educación media superior entre jóvenes residentes en localidades rurales de México. Para ello se utilizaron los microdatos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) correspondientes a los levantamientos 2016, 2018, 2020, 2022 y 2024 elaborados por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). A partir de dichos levantamientos, se construyó una base armonizada de cortes transversales repetidos (*pooled repeated cross-sections*), estrategia que permite comparar comportamientos poblacionales en distintos momentos del tiempo y analizar cambios estructurales en la permanencia escolar rural durante casi una década.

La ENIGH constituye una de las principales fuentes estadísticas para el análisis socioeconómico en México, debido a su diseño probabilístico, estratificado y multietápico con representatividad nacional y estatal. La encuesta capta con alto nivel de detalle la composición del ingreso monetario y no monetario de los hogares, condiciones sociodemográficas, características laborales y trayectorias educativas de sus integrantes, lo que la convierte en una base particularmente adecuada para estudiar la interacción entre condiciones económicas familiares y resultados educativos (INEGI, 2024; CONEVAL, 2022).

La unidad de análisis estuvo integrada por jóvenes de entre 15 y 17 años residentes en localidades rurales, definidas conforme al criterio oficial mexicano como asentamientos con menos de 2,500 habitantes. Dicho intervalo etario corresponde, en términos normativos, a la edad típica de cursar educación media superior. La selección de este rango permite aproximar la permanencia en el nivel educativo objetivo evitando, en la medida de lo posible, distorsiones derivadas de rezagos extremos o trayectorias educativas no convencionales. En los casos donde coexistían varios jóvenes elegibles dentro del hogar, cada observación fue tratada de manera individual conforme a la estructura de microdatos de la encuesta. Todas las estimaciones incorporaron los factores de expansión muestral y ajustes derivados del diseño complejo, siguiendo las recomendaciones metodológicas para inferencia con encuestas nacionales (Wooldridge, 2019).

La variable dependiente fue la permanencia en educación media superior, operacionalizada como una variable dicotómica que toma el valor de uno cuando el joven reportó asistir a educación media superior al momento del levantamiento y cero cuando no se encontraba cursando dicho nivel. Esta definición permite captar la continuidad efectiva dentro del sistema educativo en la etapa analizada y resulta congruente con la literatura empírica sobre asistencia y abandono escolar.

La variable explicativa central fue el ingreso agrícola del hogar, definido como la suma de percepciones monetarias y no monetarias provenientes de actividades agropecuarias reportadas por los miembros del hogar. Dado que las variables de ingreso suelen presentar distribuciones altamente asimétricas, presencia de valores extremos y elevada dispersión, se aplicó la transformación logarítmica natural del ingreso agrícola. Este procedimiento mejora la estabilidad de la estimación econométrica, reduce sensibilidad a observaciones atípicas y facilita la interpretación en términos de variaciones proporcionales (Cameron & Trivedi, 2005).

Con el propósito de estimar el efecto neto del ingreso agrícola y evitar especificaciones sesgadas, se incorporó un conjunto amplio de variables de control consistentes con el marco teórico y la evidencia

previa. En primer lugar, se incluyó el ingreso total del hogar para distinguir el efecto específico del componente agrícola respecto a la solvencia económica global. En segundo término, se consideró la escolaridad del jefe o jefa del hogar como aproximación al capital educativo parental y a la transmisión intergeneracional de ventajas formativas; asimismo, se incorporó el tamaño del hogar como indicador de presión presupuestaria y estructura familiar.

A nivel individual, se controló por sexo, edad, condición de trabajo juvenil, y variables estrechamente vinculadas con decisiones de permanencia escolar. Adicionalmente, se integró la recepción de beca educativa y el estrato socioeconómico del hogar, así como controles territoriales básicos. La inclusión de estas covariables responde al objetivo de reducir sesgos por variables omitidas observables que pudieran afectar simultáneamente ingreso y escolaridad (Angrist & Pischke, 2009).

Debido a que la variable dependiente es binaria, la estrategia principal de estimación consistió en un modelo de elección discreta tipo Logit estimado mediante máxima verosimilitud. Este tipo de modelos resulta ampliamente utilizado en economía de la educación para analizar decisiones de matrícula, permanencia y abandono, ya que garantiza probabilidades predichas dentro del intervalo unitario y permite representar relaciones no lineales entre covariables y resultados educativos (Greene, 2018). Formalmente, la probabilidad condicional de permanencia se expresó como función logística del ingreso agrícola y del conjunto de controles incorporados.

Con la finalidad de capturar heterogeneidad temporal no observada, se incluyeron efectos fijos por año de levantamiento. Esta decisión metodológica permite controlar perturbaciones comunes a cada periodo, tales como cambios macroeconómicos, modificaciones institucionales, variaciones en políticas públicas o impactos extraordinarios asociados a la pandemia por COVID-19 y su posterior recuperación; de esta manera, la identificación empírica del efecto del ingreso agrícola descansa en diferencias observadas entre hogares dentro de cada año y no únicamente en variaciones agregadas entre periodos.

Dado que los coeficientes Logit no son directamente interpretables como cambios marginales en probabilidad, los resultados se complementaron mediante razones de momios (*odds ratios*) y efectos marginales promedio (*Average Marginal Effects, AME*). Los *odds ratios* permiten evaluar cómo se modifica la razón de permanencia ante cambios en cada covariable, mientras que los AME expresan la variación promedio esperada en la probabilidad de permanencia asociada a cambios unitarios en los regresores, manteniendo constantes las demás variables. Esta combinación facilita la interpretación económica de los hallazgos y fortalece su utilidad para el diseño de política pública.

Los errores estándar fueron estimados de forma robusta y ajustados al diseño muestral disponible, con el fin de mejorar la validez inferencial frente a potencial heterocedasticidad. Adicionalmente, se realizaron pruebas convencionales de significancia individual y evaluación global del modelo mediante indicadores de ajuste aplicables a especificaciones no lineales.

Es necesario reconocer ciertas limitaciones inherentes al diseño empírico. En primer lugar, el uso de cortes transversales repetidos permite identificar asociaciones consistentes en el tiempo, pero no seguir longitudinalmente a los mismos individuos ni establecer causalidad estricta. En segundo término, variables no observadas como motivación académica, calidad del plantel, distancia efectiva al centro educativo, aspiraciones familiares o clima escolar podrían influir simultáneamente en el ingreso y en la permanencia. En tercer lugar, la medición del ingreso agrícola en encuestas de hogares puede subestimar componentes no monetarios o variaciones estacionales propias de la actividad agropecuaria; no obstante, la amplitud temporal de la base utilizada, su representatividad nacional y la riqueza de variables disponibles constituyen fortalezas empíricas sustantivas.

El análisis armonizado de los microdatos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) correspondientes a los levantamientos 2016, 2018, 2020, 2022 y 2024 permitió evaluar la evolución reciente de la permanencia en educación media superior entre jóvenes de 15 a 17 años residentes en localidades rurales de México. La variable dependiente fue construida a partir de la condición de

asistencia escolar activa al nivel medio superior, identificado mediante el código de nivel educativo correspondiente en cada levantamiento, y armonizada de manera consistente entre años. La evidencia muestra una trayectoria de mejora gradual con una contracción en el año 2020, aunque la composición socioeconómica de los hogares rurales explica que los efectos fijos temporales presenten un patrón diferenciado al analizar la permanencia una vez controladas las características del hogar.

En términos agregados, la tasa estimada de permanencia en educación media superior rural se ubicó en 68.4% en el año 2016 y aumentó a 72.2% en el 2018; sin embargo, en el año 2020 descendió a 71.7%, registrando la contracción asociada al cierre prolongado de planteles durante la contingencia sanitaria. Posteriormente, el indicador continuó su recuperación a 72.6% en el año 2022 y alcanzó 73.3% en el 2024, su nivel más alto en toda la serie observada. Este comportamiento es consistente con la evidencia internacional que documenta pérdidas educativas asociadas al cierre prolongado de escuelas, interrupciones de aprendizaje y ampliación de desigualdades territoriales durante la crisis sanitaria, especialmente en contextos rurales y de menores ingresos (Schady et al., 2023; UNESCO, 2023; World Bank, 2022; Hanushek & Woessmann, 2020); no obstante, como se detalla en el análisis econométrico, la mejora en las tasas absolutas de permanencia coexiste con efectos fijos negativos en los años 2020, 2022 y 2024 respecto al año base, lo que indica que la recuperación ha sido insuficiente para compensar los cambios en la composición socioeconómica de los hogares rurales a lo largo del periodo.

Como se observa en la Tabla 1, la tasa de permanencia pasó de 68.4% en el año 2016 a 73.3% en el 2024, con una contracción moderada en el 2020 (71.7%). Destaca que en todos los años analizados la proporción de jóvenes en hogares con ingreso agrícola positivo fue inferior al 1%, lo que refleja la alta diversificación ocupacional ya presente en las zonas rurales mexicanas durante este periodo. La recuperación agregada no implica la desaparición de brechas internas por edad o condición socioeconómica.

Tabla 1. Evolución de la permanencia en educación media superior rural en México, 2016–2024.

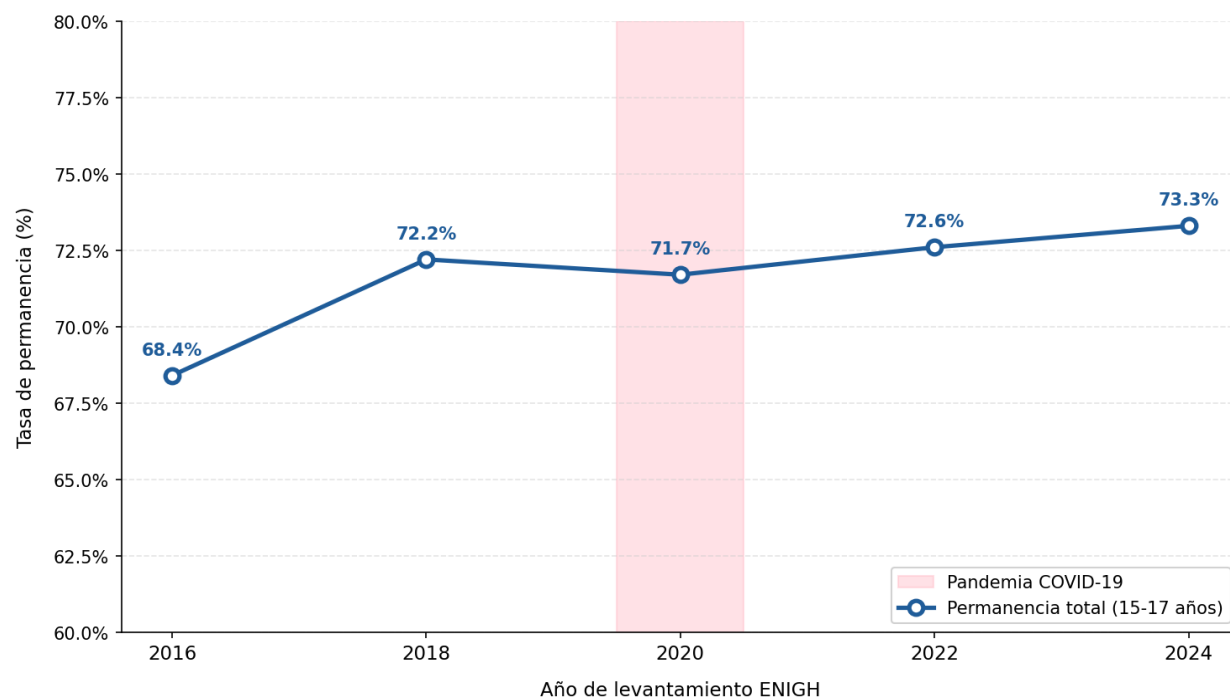
Año	Permanencia EMS (%)	Permanencia a los 17 años (%)	Jóvenes en hogares agrícolas (%)
2016	68.4	65.4	0.4
2018	72.2	67.3	0.3
2020	71.7	64.3	0.5
2022	72.6	64.0	0.4
2024	73.3	64.7	0.4

Fuente: Elaboración propia con microdatos ENIGH 2016–2024.

La Tabla 1 permite identificar dos tendencias simultáneas que resultan analíticamente relevantes; por un lado, la tasa de permanencia general muestra una recuperación sostenida entre los años 2016 y 2024, con un incremento neto de 4.9 puntos porcentuales en el periodo; por otro lado, la permanencia específica a los 17 años exhibe un comportamiento más volátil y sistemáticamente inferior, con una brecha respecto a la tasa general que oscila entre 3.0 y 8.6 puntos porcentuales según el año. Este diferencial sugiere que la recuperación agregada del sistema no se distribuye homogéneamente entre cohortes de edad: los jóvenes en el último tramo del bachillerato enfrentan condiciones estructuralmente más adversas que sus pares de 15 y 16 años. El dato sobre la proporción de jóvenes en hogares con ingreso agrícola positivo (inferior al 1% en todos los levantamientos) revela, adicionalmente, que la agricultura como fuente directa de ingreso familiar es un fenómeno de baja prevalencia en el subconjunto analizado, lo que anticipa la limitada significancia estadística de esta variable en el modelo econométrico.

La trayectoria temporal se resume en la Figura 1, donde se identifica el quiebre negativo de 2020 y la recuperación gradual posterior.

Figura 1. Tendencia de la permanencia en educación media superior rural, México 2016–2024.



Fuente: Elaboración propia con microdatos ENIGH 2016–2024.

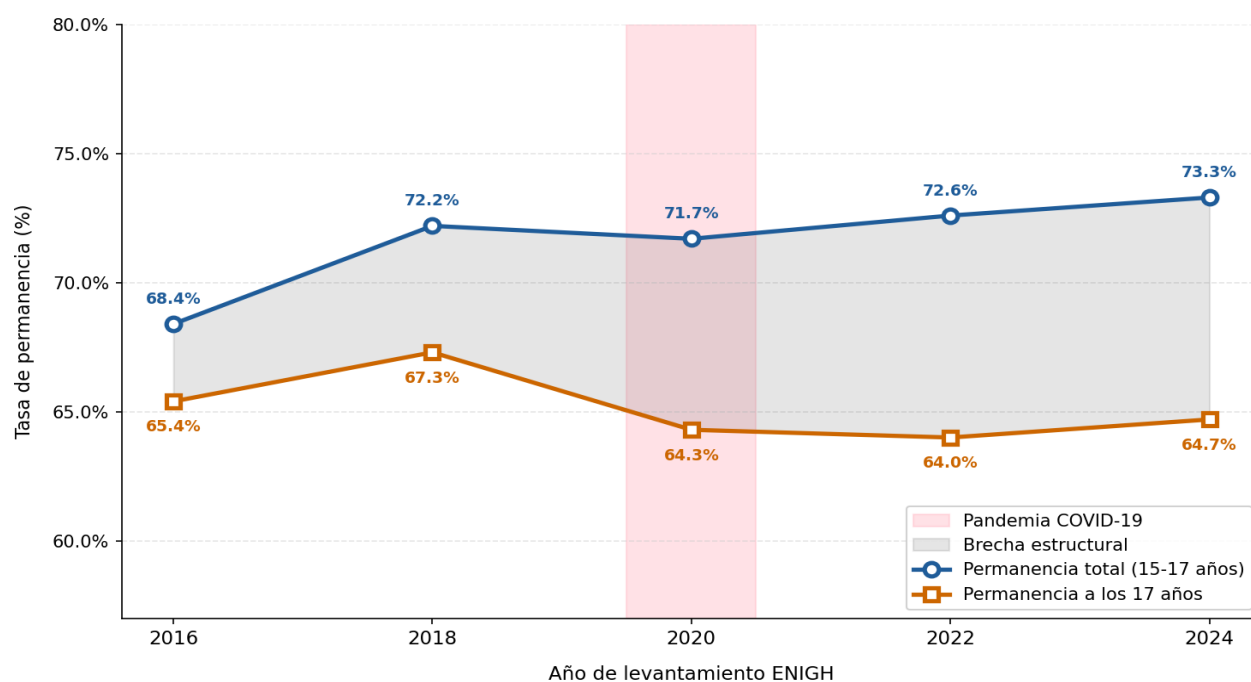
La Figura 1 ilustra con claridad la trayectoria no lineal de la permanencia escolar rural durante el periodo analizado. El ascenso registrado entre los años 2016 y 2018 refleja condiciones macroeconómicas relativamente estables y el efecto acumulado de políticas de ampliación de cobertura en educación media superior. La caída del 2020, aunque moderada en términos absolutos (0.5 puntos porcentuales), adquiere mayor relevancia al considerar que representó una ruptura en la tendencia ascendente en un contexto de cierre generalizado de planteles y deterioro del ingreso familiar rural. La recuperación posterior, sostenida entre los años 2022 y 2024, sugiere una resiliencia parcial del sistema educativo rural; sin embargo, como se muestra en el análisis econométrico, dicha recuperación en términos absolutos coexiste con efectos fijos negativos en los años recientes una vez controladas las características socioeconómicas del hogar, lo que indica que la mejora observada responde más a cambios en la composición de los hogares que a una mejora estructural del sistema educativo en sí mismo.

La desagregación por edad revela que el principal punto de fragilidad educativa se concentra en los jóvenes de 17 años; es decir, en la fase final típica del bachillerato. Para este subgrupo, la permanencia fue de

65.4% en el año 2016, aumentó a 67.3% en el 2018, cayó a 64.3% en el 2020 y continuó descendiendo a 64.0% en el año 2022, con una recuperación marginal a 64.7% en el 2024. En contraste, los jóvenes de 15 y 16 años exhibieron niveles relativamente superiores a lo largo de todo el periodo. Estos resultados sugieren que el riesgo de abandono se intensifica conforme se aproxima la transición hacia educación superior o inserción laboral, patrón coherente con estudios que identifican mayores costos de oportunidad de permanencia en edades cercanas a la adultez temprana (Arellano-Esparza & Ortiz-Espinoza, 2022). La brecha entre la tasa de permanencia general y la observada específicamente a los 17 años es sistemática y persistente en todos los años de la serie, lo que apunta a una vulnerabilidad estructural en el tramo final del ciclo educativo.

La persistencia de la brecha entre la permanencia promedio total y la observada específicamente entre jóvenes de 17 años puede apreciarse en la Figura 2, confirmando una vulnerabilidad educativa sistemática en el tramo final del ciclo escolar.

Figura 2. Comparación entre permanencia total y permanencia a los 17 años, México rural 2016–2024.



Fuente: Elaboración propia con microdatos ENIGH 2016–2024.

La Figura 2 complementa el análisis anterior al superponer las trayectorias de permanencia total y la específica para los jóvenes de 17 años, permitiendo visualizar con precisión la brecha estructural entre ambas series. En todos los años de la serie, la permanencia a los 17 años se ubica por debajo de la media general, con diferencias que oscilan entre 3.0 puntos porcentuales (2016) y 8.6 puntos (2022). La zona sombreada entre ambas curvas ilustra esta brecha de forma continua: lejos de cerrarse con el tiempo, la distancia entre las dos trayectorias tiende a ampliarse en los años de mayor vulnerabilidad, particularmente en el año 2020 y 2022. La convergencia parcial observada en el año 2024 (donde la brecha se mantiene en 8.6 puntos, igual que en 2022) no puede interpretarse como cierre estructural, sino como resultado de la recuperación general del sistema sin modificación sustantiva de los factores que generan la desventaja específica en este grupo de edad. Este patrón refuerza la necesidad de intervenciones focalizadas en el último año del bachillerato rural, donde la combinación de presión económica, cercanía a la edad laboral y agotamiento de trayectorias escolares frágiles produce el mayor riesgo de abandono.

En paralelo, la proporción de jóvenes rurales pertenecientes a hogares con presencia de ingreso agrícola positivo fue notablemente reducida y relativamente estable a lo largo del periodo: 0.4% en 2016, 0.3% en 2018, 0.5% en 2020, 0.4% en 2022 y 0.4% en 2024. Este resultado indica, que en el subconjunto analizado de jóvenes rurales de 15 a 17 años, la agricultura como fuente directa de ingreso del hogar no constituye la trayectoria predominante. Este comportamiento es consistente con procesos avanzados de diversificación ocupacional rural, pluriactividad y mayor participación de ingresos no agropecuarios, fenómenos ampliamente documentados en economías rurales contemporáneas a nivel global (World Bank, 2022; FAO, 2023). La variable de ingreso agrícola captura; por tanto, una fuente de variación real pero de baja prevalencia en la muestra, lo que contribuye a explicar su reducida significancia estadística en el modelo estimado.

Los análisis descriptivos comparados evidencian diferencias sistemáticas entre quienes permanecen en educación media superior y quienes no lo hacen. En el pool agrupado 2016–2024, los jóvenes que

continúan estudiando residen en hogares con un ingreso trimestral promedio de \$75,410 MXN, frente a \$63,125 MXN en los hogares de quienes no permanecen. La escolaridad del jefe o jefa del hogar es también mayor entre el grupo que permanece (6.89 contra 5.64 años), confirmando el papel del capital educativo intergeneracional como factor explicativo. La mayor diferencia entre ambos grupos se observa en el acceso a becas (34.5% entre quienes permanecen frente a 5.2% entre quienes no lo hacen) y en la participación laboral juvenil (12.6% contra 33.2%, respectivamente). Este hallazgo coincide con la literatura que demuestra que las transferencias focalizadas y los incentivos monetarios reducen restricciones de liquidez y fortalecen trayectorias escolares en hogares vulnerables (Molina Millán et al., 2019; Parker & Vogl, 2023).

Como se presenta en la Tabla 2, las mayores brechas entre ambos grupos se concentran en acceso a becas, participación laboral juvenil y capital educativo familiar.

Tabla 2. Características promedio según permanencia en educación media superior (serie agrupada).

Variable	No permanece	Permanece	Diferencia
Mujeres (%)	45.6	50.8	+5.2
Trabaja (%)	33.2	12.6	-20.6
Tiene beca (%)	5.2	34.5	+29.3
Escolaridad jefe del hogar (años)	5.64	6.89	+1.25
Ingreso trimestral del hogar (\$MXN)	63,125	75,410	+12,285

Fuente: Elaboración propia con ENIGH agrupada.

La Tabla 2 revela con claridad que las diferencias entre ambos grupos no se limitan a una sola dimensión, sino que se manifiestan de manera consistente a través de múltiples indicadores socioeconómicos. La brecha más pronunciada corresponde al acceso a becas educativas: mientras el 34.5% de quienes permanecen recibe este apoyo, entre quienes no permanecen la cobertura es de apenas 5.2%, lo que representa una diferencia de 29.3 puntos porcentuales. Esta magnitud sugiere que las becas no son un

complemento marginal, sino un factor diferenciador de primera importancia en las trayectorias escolares rurales. La segunda brecha más notable es la participación laboral juvenil (20.6 puntos porcentuales), que confirma empíricamente la hipótesis del costo de oportunidad del tiempo adolescente: cuando el joven trabaja, el estudio compite directamente con actividades generadoras de ingreso inmediato. Por su parte, la escolaridad del jefe o jefa del hogar y el ingreso trimestral exhiben diferencias menores en términos absolutos, pero estadísticamente consistentes. En conjunto, estos descriptivos anticipan los hallazgos del modelo Logit: la permanencia escolar en localidades rurales depende de una combinación de factores económicos, institucionales e intergeneracionales que operan simultáneamente sobre la decisión educativa del hogar.

En las estimaciones Logit para la base agrupada 2016–2024, el ingreso agrícola del hogar presenta una asociación positiva en especificaciones simples; no obstante, dicha relación pierde robustez estadística al incorporar controles por ingreso total del hogar, escolaridad parental, tamaño del hogar, sexo, edad, condición laboral juvenil y efectos temporales. Este resultado sugiere que el ingreso agrícola no actúa como determinante autónomo de la permanencia escolar, sino como un componente inserto en una estructura económica más amplia.

La Tabla 3 presenta los resultados econométricos del modelo Logit agrupado.

Tabla 3. Modelo logit de permanencia en educación media superior rural, México 2016–2024.

Variable explicativa	Coefficiente	OR	Error estándar	p-valor
Log ingreso agrícola del hogar	0.054	1.056	0.034	0.111
Log ingreso total del hogar	0.368	1.445	0.030	<0.001
Escolaridad del jefe/a del hogar	0.168	1.182	0.008	<0.001
Tamaño del hogar	-0.135	0.874	0.010	<0.001
Mujer	0.039	1.039	0.031	0.218

Variable explicativa	Coefficiente	OR	Error estándar	p-valor
Edad = 17 años	-0.611	0.543	0.033	<0.001
Trabajo juvenil	-0.999	0.368	0.037	<0.001
Beca educativa	2.345	10.433	0.060	<0.001
Estrato socioeconómico	0.182	1.199	0.023	<0.001

Nota: Modelo logit con errores estándar robustos HC1 y efectos fijos por año (año base: 2016). Variable dependiente: permanencia en educación media superior (=1). OR = Odds Ratio = $\exp(\text{coeficiente})$. AME = Efecto Marginal Promedio. La tabla presenta las nueve variables sustantivas del modelo; los efectos fijos por año (2018: $\beta=0.166$, OR=1.181, $p<0.001$; 2020: $\beta=-0.196$, OR=0.822, $p<0.001$; 2022: $\beta=-0.275$, OR=0.760, $p<0.001$; 2024: $\beta=-0.363$, OR=0.696, $p<0.001$) se reportan en el texto. N = 26,319 observaciones (pool armonizado ENIGH 2016–2024). *** $p<0.001$.

Fuente: Elaboración propia con microdatos ENIGH 2016–2024.

Como se observa en la Tabla 3, el ingreso agrícola del hogar presenta un coeficiente positivo ($\beta=0.054$, OR=1.056) pero no alcanza significancia estadística ($p=0.111$) una vez incorporados los controles. En contraste, el ingreso total del hogar, la escolaridad del jefe o jefa, la beca educativa y el estrato socioeconómico muestran efectos positivos y estadísticamente significativos al nivel de 0.001. Por su parte, la edad de 17 años, el tamaño del hogar y la participación laboral juvenil reducen la probabilidad de permanencia escolar.

Entre los determinantes con mayor consistencia econométrica destacan tres factores. Primero, el ingreso total del hogar incrementa significativamente la probabilidad de permanencia escolar, confirmando la centralidad de la restricción presupuestaria en las decisiones educativas. Segundo, la escolaridad del jefe o jefa del hogar presenta un efecto positivo robusto, lo cual respalda la persistencia del capital humano intergeneracional como mecanismo de transmisión de oportunidades educativas (Neidhöfer, Serrano &

Gasparini, 2018). Tercero, la recepción de becas escolares muestra efectos favorables particularmente intensos en hogares de menor capacidad económica, lo que sugiere un rol compensatorio relevante de la política social.

En sentido inverso, la participación laboral juvenil reduce significativamente la probabilidad de permanencia en educación media superior. Este resultado respalda la hipótesis del costo de oportunidad del tiempo adolescente: cuando los hogares enfrentan presiones económicas inmediatas, el trabajo juvenil compite con la inversión educativa de mediano plazo (Boruchowicz, Parker & Robbins, 2022; Kozhaya & Martínez Flores, 2022). El efecto resulta especialmente pronunciado entre jóvenes de 17 años, donde la cercanía a la edad laboral y la necesidad de ingresos incrementan el riesgo de abandono.

Un hallazgo adicional es que la recuperación observada entre los años 2022 y 2024 no eliminó completamente las brechas estructurales previas. Aunque el promedio agregado mejoró, los hogares con menor escolaridad parental, menor ingreso total, y mayor dependencia del trabajo juvenil continúan registrando probabilidades inferiores de permanencia. Ello indica que la mejora reciente convive con núcleos persistentes de exclusión educativa rural, consistente con la evidencia sobre desigualdad educativa y movilidad intergeneracional en América Latina (Neidhöfer, Serrano & Gasparini, 2018).

La evidencia empírica analizada revela que la permanencia en educación media superior rural en México entre los años 2016 y 2024 respondió a una interacción compleja entre choques macroeconómicos, capacidad económica familiar, y condiciones productivas locales. La pandemia profundizó vulnerabilidades existentes y la recuperación posterior, que aunque visible, ha sido parcial y desigual; por tanto, políticas centradas exclusivamente en elevar ingresos productivos rurales resultarían insuficientes si no se acompañan de becas focalizadas, estrategias de retención escolar y mecanismos institucionales orientados a reducir la necesidad de trabajo juvenil en territorios rurales.

Los hallazgos del presente estudio permiten replantear la relación entre estructura económica rural y permanencia escolar desde una perspectiva más amplia que la sugerida inicialmente por la hipótesis de

trabajo. Aunque el ingreso agrícola del hogar mostró un coeficiente positivo ($\beta=0.054$, $OR=1.056$), dicho efecto no alcanzó significancia estadística ($p=0.111$) al incorporar controles relativos al ingreso total, escolaridad parental, trabajo juvenil y estratificación socioeconómica. Esta evidencia indica que la continuidad educativa en el nivel medio superior depende menos del origen sectorial del ingreso y más de la capacidad integral del hogar para transformar recursos económicos y sociales en trayectorias escolares sostenidas. En términos sustantivos, la principal diferencia no parece situarse entre hogares agrícolas y no agrícolas, sino entre hogares con capacidad efectiva para sostener la escolaridad y hogares sometidos a restricciones persistentes.

Desde la teoría del capital humano, este resultado es coherente con la noción de que las decisiones educativas responden a comparaciones intertemporales entre costos presentes y beneficios futuros (Becker, 1993). Cuando los hogares enfrentan liquidez limitada o elevada incertidumbre, la inversión educativa tiende a posponerse o interrumpirse, particularmente en niveles donde la permanencia exige costos crecientes de transporte, materiales, conectividad y manutención. En territorios rurales mexicanos, donde una parte importante del ingreso agropecuario presenta estacionalidad, exposición climática y alta variabilidad, la sola existencia de ingreso agrícola no garantiza continuidad escolar. Su efecto depende, más bien, de su estabilidad, suficiencia y complementariedad con otras fuentes de ingreso. Esta interpretación coincide con evidencia internacional que documenta cómo los choques de ingreso rural alteran simultáneamente escolaridad y asignación laboral juvenil (Nordman, Sharma & Sunder, 2022).

La pérdida de significancia del ingreso agrícola también refleja la heterogeneidad interna del mundo rural. Bajo una misma categoría estadística conviven hogares con unidades productivas comercialmente integradas y hogares de subsistencia con escaso excedente monetario. En consecuencia, el ingreso agrícola agregado puede ocultar diferencias profundas en productividad, activos, acceso a mercados y resiliencia financiera. Este hallazgo resulta consistente con los enfoques contemporáneos de transformación rural a escala global, que subrayan la creciente importancia de la pluriactividad y de los ingresos no agropecuarios

como mecanismos de estabilización del bienestar familiar (FAO, 2023). Para el caso mexicano, ello implica que la relación entre agricultura y educación no puede interpretarse linealmente.

En contraste, el ingreso total del hogar emergió como uno de los determinantes más robustos de la permanencia escolar. Este resultado confirma que las restricciones presupuestarias continúan siendo un mecanismo central de desigualdad educativa. Una mayor capacidad económica permite absorber costos directos de estudiar, reducir la necesidad de inserción laboral temprana y amortiguar choques adversos sin sacrificar continuidad académica. La literatura comparada ha mostrado, que incluso en sistemas con expansión de cobertura, la desigualdad de recursos familiares sigue explicando diferencias relevantes en permanencia y conclusión escolar (OECD, 2023). Para México rural, ello sugiere que la política social y la política educativa no operan en esferas separadas, sino profundamente interdependientes.

La escolaridad del jefe o jefa del hogar mostró igualmente un efecto positivo y consistente, reforzando la relevancia del capital humano intergeneracional. Padres o tutores con mayor escolaridad suelen contar con mejor información sobre retornos educativos, mayor capacidad de acompañamiento académico y expectativas más altas respecto al futuro formativo de los jóvenes. Además, frecuentemente disponen de redes sociales y ocupacionales más favorables. América Latina mantiene patrones persistentes de transmisión intergeneracional de oportunidades, y los resultados aquí obtenidos sugieren que las zonas rurales mexicanas no constituyen una excepción (Neidhöfer, Serrano & Gasparini, 2018). En consecuencia, la desigualdad educativa observada en el bachillerato rural no se origina en ese nivel, sino que refleja acumulaciones previas de ventaja o desventaja.

Uno de los resultados más contundentes corresponde al efecto negativo del trabajo juvenil. Desde la perspectiva económica, ello confirma la hipótesis del costo de oportunidad del tiempo adolescente: cuando el joven trabaja, el estudio compite con actividades que generan ingreso inmediato o contribuyen a la producción familiar. En contextos rurales, esta tensión puede intensificarse por la estacionalidad agrícola, la informalidad laboral y la debilidad de redes de protección social. El trabajo juvenil no debe interpretarse

únicamente como respuesta coyuntural, sino como mecanismo potencial de reproducción de desigualdad, en la medida en que reduce escolaridad presente y limita ingresos futuros. Evidencia previa ha documentado efectos persistentes del trabajo temprano sobre trayectorias educativas y laborales posteriores (Edmonds & Theoharides, 2021).

Especial atención merece la situación de los jóvenes de 17 años, grupo que mostró sistemáticamente menores probabilidades de permanencia. Este hallazgo sugiere que el tramo final de la educación media superior constituye el principal cuello de botella del sistema en áreas rurales. La proximidad a la edad laboral, la presión por generar ingresos, la intención de migrar o el desgaste acumulado de trayectorias escolares frágiles pueden converger en esta etapa. Desde una perspectiva de eficiencia social, abandonar estudios cerca de la conclusión del nivel implica pérdidas particularmente altas, pues ya se realizaron inversiones educativas públicas y privadas sin concretar la certificación final. En consecuencia, las estrategias de retención focalizadas en el último año del bachillerato podrían generar retornos elevados.

El efecto positivo asociado a becas educativas constituye otro resultado de alta relevancia práctica. Aunque el diseño empírico no permite inferencia causal estricta sobre programas específicos, la magnitud observada sugiere que los apoyos monetarios reducen restricciones inmediatas y favorecen continuidad escolar entre hogares vulnerables. La literatura sobre transferencias condicionadas y becas en países en desarrollo ha documentado impactos positivos sobre matrícula, asistencia y progresión escolar, especialmente entre grupos de menores ingresos (Molina Millán et al., 2019; Parker & Vogl, 2023). En zonas rurales mexicanas, donde los costos indirectos de estudiar pueden ser elevados por distancia geográfica o escasez de servicios, dichos instrumentos parecen particularmente pertinentes.

La dinámica temporal observada entre los años 2016 y 2024 aporta igualmente elementos relevantes. En términos absolutos, la tasa de permanencia pasó de 68.4% en el año 2016 a 73.3% en el 2024, con una contracción moderada en el 2020 (71.7%); sin embargo, los efectos fijos por año estimados en el modelo Logít revelan un patrón más complejo: el año 2018 presenta un efecto positivo respecto al año base

($\beta=0.166$, $OR=1.181$), mientras que los años 2020, 2022 y 2024 registran efectos negativos y crecientes en valor absoluto (-0.196, -0.275 y -0.363, respectivamente). Esta divergencia entre la trayectoria absoluta y los efectos condicionales indica que la mejora agregada en la permanencia observada a partir del 2020 no fue suficiente para compensar los cambios en la composición socioeconómica de los hogares rurales a lo largo del periodo. En otras palabras, dado el perfil socioeconómico de los hogares en cada año, la permanencia esperada condicional disminuye respecto al 2016, lo que sugiere que la crisis sanitaria amplificó desigualdades preexistentes y que la recuperación posterior fue parcial. UNESCO (2023) y Hanushek y Woessmann (2020) han advertido que la recuperación de matrícula no implica necesariamente recuperación de aprendizajes ni cierre automático de brechas acumuladas, interpretación congruente con la evidencia aquí presentada.

Los resultados tienen implicaciones directas para la política pública: superar enfoques sectoriales estrechos resulta indispensable. El fortalecimiento productivo del campo sigue siendo deseable, pero por sí solo parece insuficiente para garantizar permanencia escolar. Se requieren estrategias integradas que articulen ingresos familiares, protección social y soporte educativo: becas focalizadas, transporte escolar, conectividad digital, tutorías académicas, orientación vocacional y mecanismos que reduzcan la necesidad de trabajo juvenil. Particularmente relevante sería una focalización territorial y etaria dirigida a jóvenes de 17 años en municipios rurales de alta vulnerabilidad.

El estudio presenta limitaciones que deben reconocerse. El uso de cortes transversales agrupados permite identificar asociaciones robustas, pero no establecer causalidad estricta. Variables no observadas como calidad escolar, motivación individual, distancia efectiva al plantel o clima familiar podrían influir simultáneamente en permanencia e ingreso; asimismo, la medición del ingreso agrícola disponible en encuestas de hogares puede subestimar componentes no monetarios o fluctuaciones intraanuales; no obstante, la utilización de microdatos nacionales comparables a lo largo de casi una década constituye una fortaleza metodológica relevante y permite identificar patrones estructurales con alta utilidad analítica.

CONCLUSIONES.

El presente estudio analizó el efecto del ingreso agrícola del hogar sobre la probabilidad de permanencia en educación media superior entre jóvenes rurales mexicanos de 15 a 17 años, mediante un modelo Logit con errores estándar robustos HC1 y efectos fijos por año, estimado sobre un pool armonizado de microdatos de la ENIGH para el periodo 2016–2024 (N=26,319).

La evidencia obtenida responde de manera directa a la pregunta de investigación planteada: el ingreso agrícola del hogar no constituye un determinante autónomo, robusto ni estadísticamente significativo de la permanencia escolar en el bachillerato rural, una vez que se controla por la estructura socioeconómica del hogar. Este resultado no invalida la relevancia de la agricultura como base productiva del mundo rural mexicano, sino que precisa su papel: el ingreso agropecuario importa en tanto componente de una capacidad económica familiar más amplia, no como factor independiente de acumulación de capital humano.

Tres determinantes concentran la mayor parte de la variación explicada en el modelo. El primero es el ingreso total del hogar ($\beta=0.368$, OR=1.445), cuyo efecto marginal promedio indica que un incremento proporcional en el ingreso del hogar eleva en aproximadamente 5.9 puntos porcentuales la probabilidad de permanencia. El segundo es la beca educativa ($\beta=2.345$, OR=10.433), con el mayor efecto marginal del modelo (+37.4 puntos porcentuales en promedio), lo que confirma que los apoyos económicos focalizados operan como mecanismo compensatorio eficaz frente a restricciones de liquidez familiar. El tercero es la participación laboral juvenil ($\beta=-0.999$, OR=0.368), que reduce la probabilidad de permanencia en 16.0 puntos porcentuales en promedio y refleja la competencia directa entre el tiempo dedicado al estudio y la contribución económica inmediata del joven al hogar. La combinación de estos tres factores sintetiza los vínculos más sólidos entre condiciones materiales del hogar y trayectorias educativas en el bachillerato rural.

La escolaridad del jefe o jefa del hogar ($\beta=0.168$, $OR=1.182$) representó igualmente un factor explicativo robusto. Su significancia en presencia de controles económicos indica que el capital educativo parental no opera únicamente como proxy de ingreso, sino como recurso autónomo que moldea expectativas formativas, calidad del acompañamiento académico y acceso a redes de información sobre el mercado laboral. Este resultado implica que la brecha educativa observada en el bachillerato rural no se origina en ese nivel escolar, sino que refleja procesos acumulativos de ventaja y desventaja que anteceden a la decisión de permanecer en la escuela. Las políticas de retención escolar que no reconocen esta dimensión intergeneracional corren el riesgo de subestimar la profundidad de las desigualdades que pretenden corregir.

Un resultado de particular relevancia para el diseño institucional es la vulnerabilidad sistemática de los jóvenes de 17 años ($\beta=-0.611$, $OR=0.543$), cuya probabilidad de permanencia fue consistentemente inferior en todos los años de la serie. La tasa de permanencia en este subgrupo osciló entre 64.0% y 67.3%, frente a valores superiores en los grupos de 15 y 16 años. Este patrón revela que el principal punto de fractura del sistema se localiza en el último año del bachillerato, donde convergen la presión económica familiar, la proximidad a la edad laboral, y el agotamiento de trayectorias escolares frágiles. Desde una perspectiva de eficiencia social, reducir el abandono en este tramo representa el mayor retorno marginal posible, dado que la inversión educativa pública y privada acumulada se pierde sin concretar la certificación del nivel.

La prevalencia del trabajo juvenil entre quienes no permanecen en la escuela (33.2%, frente a 12.6% entre quienes sí permanecen) y su efecto negativo estimado refuerzan la interpretación del empleo temprano no como resultado pasajero de penurias coyunturales, sino como mecanismo activo de reproducción de desigualdad. En la medida en que el trabajo adolescente desplaza escolaridad presente, limita la acumulación futura de capital humano y reduce los retornos laborales de largo plazo, y genera un círculo que reedita la desventaja en la siguiente generación. Las estrategias de retención escolar que no incorporen

medidas de protección económica del hogar enfrentarán restricciones estructurales que ningún acompañamiento pedagógico puede compensar por sí solo.

Los resultados sobre el efecto de las becas educativas merecen una lectura cuidadosa. El OR estimado de 10.433 no implica causalidad estricta en ausencia de variación exogenamente asignada, pero sí confirma que la condición de recibir apoyo económico estudiantil se asocia con una probabilidad sustancialmente mayor de permanecer en el bachillerato, incluso controlando por nivel de ingreso y estrato socioeconómico del hogar. Este resultado es consistente con la literatura sobre transferencias condicionadas y apoyos educativos en América Latina (Molina Millán et al., 2019; Parker & Vogl, 2023) y sugiere que los instrumentos compensatorios conservan plena pertinencia en contextos rurales donde los costos indirectos de estudiar pueden ser prohibitivos. La cobertura diferencial de becas entre quienes permanecen (34.5%) y quienes no permanecen (5.2%) indica que aún existe un margen institucional considerable para ampliar su alcance entre la población más vulnerable.

La trayectoria temporal 2016–2024 ofrece una lectura dual que conviene precisar. En términos absolutos, la tasa de permanencia aumentó de 68.4% a 73.3%, con una contracción moderada en el año 2020 (71.7%); sin embargo, los efectos fijos estimados en el modelo revelan que esta mejora no alcanzó para compensar los cambios en el perfil socioeconómico de los hogares rurales: una vez controladas las características familiares, los años 2020, 2022 y 2024 presentan efectos negativos y crecientes respecto al año base. La diferencia entre ambas lecturas no es una contradicción, sino un diagnóstico: la permanencia mejora en términos absolutos porque el perfil promedio de los hogares rurales mejoró levemente, pero el sistema educativo en sí mismo rinde por debajo de lo que se esperaría dado ese perfil. Esta distinción tiene consecuencias directas para la evaluación de políticas: las tasas de matrícula agregadas pueden sugerir avance mientras las brechas estructurales se profundizan silenciosamente.

Las implicaciones de política pública derivadas de esta investigación apuntan hacia una agenda que trasciende la lógica sectorial. Dado que la permanencia escolar no responde principalmente al origen

productivo del ingreso sino a la capacidad integral del hogar para sostener la escolaridad, las intervenciones más efectivas serán aquellas que actúen simultáneamente sobre múltiples restricciones. Esto incluye, en primer lugar, la expansión y focalización territorial de becas hacia municipios rurales con mayor prevalencia de trabajo juvenil y menor escolaridad parental. En segundo lugar, el diseño de incentivos que reduzcan la presión laboral sobre adolescentes de 16 y 17 años, incluyendo transferencias condicionadas a la permanencia en el último año del bachillerato. En tercer lugar, la articulación entre política de desarrollo rural y política educativa, reconociendo que la estabilidad económica familiar es condición necesaria, aunque no suficiente, para garantizar trayectorias escolares sostenidas.

La contribución teórica y empírica de esta investigación reside en tres elementos diferenciadores. Primero, aporta evidencia para México rural mediante el uso de cinco levantamientos sucesivos de la ENIGH (2016–2024), lo que permite observar la variación estructural en la permanencia escolar durante un período que incluye la pandemia y su secuela. Segundo, la estrategia de identificación del efecto del ingreso agrícola (que controla explícitamente por ingreso total, escolaridad parental, trabajo juvenil, estrato socioeconómico y efectos temporales) permite aislar con mayor precisión la relevancia marginal del componente agropecuario respecto a la solvencia general del hogar. Tercero, la complementariedad entre efectos marginales promedio y odds ratios facilita la traducción de los resultados econométricos en recomendaciones de política con utilidad práctica directa. Las limitaciones del diseño transversal agrupado (principalmente la imposibilidad de establecer causalidad estricta y la presencia de variables no observadas como distancia al plantel o motivación individual) abren una agenda de investigación futura que podría enriquecerse con datos de panel, evaluaciones experimentales de programas de becas o análisis de regresión discontinua en torno a umbrales de elegibilidad de apoyos educativos.

La permanencia en la educación media superior rural en México es, en última instancia, una cuestión de capacidades: la capacidad del hogar para financiar la escolaridad sin sacrificar su subsistencia inmediata, la capacidad del sistema educativo para ofrecer soporte real a quienes más lo necesitan, y la capacidad del

Estado para articular política rural, protección social y estrategia educativa en una sola visión de desarrollo. La evidencia presentada sugiere que México cuenta con los instrumentos básicos para avanzar en esa dirección. Lo que resta por construir es la voluntad institucional de desplegarlos con la focalidad, la oportunidad y la escala que el rezago estructural del bachillerato rural exige.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.

1. Angrist, J. D., & Pischke, J.-S. (2009). Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion. Princeton University Press. <https://press.princeton.edu/books/paperback/9780691120355/mostly-harmless-econometrics>
2. Arellano-Esparza, C. A., & Ortiz-Espinoza, Á. (2022). Educación media superior en México: abandono escolar y políticas públicas durante la covid-19. Íconos. Revista de Ciencias Sociales, 74, 33–52. <https://doi.org/10.17141/iconos.74.2022.5292>
3. Baird, S., McIntosh, C., & Özler, B. (2019). When the money runs out: Do cash transfers have sustained effects on human capital accumulation? Journal of Development Economics, 140, 169–185. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2019.04.004>.
4. Becker, G. S. (1993). Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education (3rd ed.). University of Chicago Press. <https://doi.org/10.7208/chicago/9780226041223.001.0001>
5. Boruchowicz, C., Parker, S. W., & Robbins, L. (2022). Time use of youth during a pandemic: Evidence from Mexico. World Development, 149, 105687. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2021.105687>
6. Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). Microeconometrics: Methods and applications. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511811241>
7. CONEVAL. (2022). Medición de la pobreza 2022. Resultados nacionales y por entidades federativas. Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social. https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Paginas/Pobreza_2022.aspx

8. Edmonds, E. V., & Theoharides, C. (2021). Child labor and economic development. En K. F. Zimmermann (Ed.), *Handbook of Labor, Human Resources and Population Economics* (pp. 1–29). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-57365-6_74-1
9. FAO. (2023). Economic transformation and diversification towards off-farm income in rural and urban areas. FAO Agricultural Development Economics Working Paper 23-05. Food and Agriculture Organization of the United Nations. <https://doi.org/10.4060/cc4796en>
10. Greene, W. H. (2018). *Econometric analysis* (8th ed.). Pearson. <https://www.pearson.com/en-us/subject-catalog/p/econometric-analysis/P200000005909/9780134811932>
11. Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2020). The economic impacts of learning losses. OECD Education Working Papers, No. 225. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/21908d74-en>
12. INEGI. (2023). Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 2022. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. <https://www.inegi.org.mx/programas/enigh/nc/2022/>
13. INEGI. (2024). Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 2024. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. <https://www.inegi.org.mx/programas/enigh/nc/2024/>
14. Kozhaya, M., & Martínez Flores, F. (2022). School attendance and child labor: Evidence from Mexico's Full-Time School program. *Economics of Education Review*, 90, 102294. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2022.102294>
15. Molina Millán, T., Barham, T., Macours, K., Maluccio, J., & Stampini, M. (2019). Long-term impacts of conditional cash transfers: Review of the evidence. *World Bank Research Observer*, 34(1), 119–159. <https://doi.org/10.1093/wbro/lky005>
16. Neidhöfer, G., Serrano, J., & Gasparini, L. (2018). Educational inequality and intergenerational mobility in Latin America: A new database. *Journal of Development Economics*, 134, 329–349. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2018.05.016>

17. Nordman, C. J., Sharma, S., & Sunder, N. (2022). Here comes the rain again: Productivity shocks, educational investments, and child work. *Economic Development and Cultural Change*, 70(3), 1041–1063. <https://doi.org/10.1086/713937>
18. OECD. (2023). *Education at a Glance 2023: OECD Indicators*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/e13bef63-en>
19. Parker, S. W., & Vogl, T. (2023). Do conditional cash transfers improve economic outcomes in the next generation? Evidence from Mexico. *The Economic Journal*, 133(655), 2775–2806. <https://doi.org/10.1093/ej/uead049>
20. Psacharopoulos, G., & Patrinos, H. A. (2018). Returns to investment in education: A decennial review of the global literature. *Education Economics*, 26(5), 445–458. <https://doi.org/10.1080/09645292.2018.1484426>
21. Schady, N., Holla, A., Sabarwal, S., Silva, J., & Yi Chang, A. (2023). Collapse and recovery: How the COVID-19 pandemic eroded human capital and what to do about it. World Bank. <https://hdl.handle.net/10986/39403>
22. Székely, M., Flores-Ceceña, I., Hevia, F., & Calderón, D. (2024). Measuring learning losses from delayed return to school: Evidence from Mexico. *International Journal of Educational Development*, 106, 102998. <https://doi.org/10.1016/j.ijedudev.2024.102998>
23. UNESCO. (2023). *Global Education Monitoring Report 2023: Technology in education*. UNESCO Publishing. <https://doi.org/10.54676/UZQV8501>
24. Wooldridge, J. M. (2019). *Introductory econometrics: A modern approach* (7th ed.). Cengage Learning. <https://www.cengage.com/c/introductory-econometrics-a-modern-approach-7e-wooldridge/9781337558860/>

25. World Bank. (2022). The State of Global Learning Poverty: 2022 Update. World Bank.
<https://thedocs.worldbank.org/en/doc/e52f55322528903b27f1b7e61238e416-0200022022/original/Learning-poverty-report-2022-06-21-final-V7-0-conferenceEdition.pdf>

DATOS DEL AUTOR.

1. Alejandro Revilla Chaviano. Doctor en Ciencias en Economía Agrícola. Centro de trabajo y actividad que realiza: Universidad Politécnica de Texcoco, y Profesor Investigador en el área de economía con participación en programas de posgrado y desarrollo de investigación en temas de economía rural, educación y políticas públicas. México. Correo electrónico: barcarevilla@gmail.com

RECIBIDO: 10 de mayo del 2026.

APROBADO: 12 de junio del 2026.